



## "Analyses multi-niveaux des déterminants de la fécondité : théories, méthodes et applications au Maroc rural"

Schoumaker, Bruno

### Abstract

Depuis une vingtaine d'années, l'intérêt de tenir compte simultanément des caractéristiques individuelles, familiales et communautaires dans l'explication des comportements de fécondité a été énoncé à de nombreuses reprises. Les travaux empiriques sur cette problématique se font aujourd'hui plus fréquents, et indiquent clairement le rôle important du contexte local dans l'explication des comportements de fécondité. Au cours des dix dernières années, les méthodes d'analyse statistique multi-niveaux ont aussi connu des développements importants. Ces méthodes ont peu à peu intégré la "boîte à outil" des démographes, mais restent relativement peu utilisées dans l'étude des déterminants contextuels de la fécondité. L'objectif général de cette thèse est précisément de contribuer à l'étude des déterminants contextuels et individuels des comportements de fécondité par des méthodes d'analyse multi-niveaux. Les analyses concernent un contexte en tran...

Document type : *Thèse (Dissertation)*

## Référence bibliographique

Schoumaker, Bruno. *Analyses multi-niveaux des déterminants de la fécondité : théories, méthodes et applications au Maroc rural*. Prom. : Tabutin, Dominique ; Duchêne, Josianne

Université catholique de Louvain  
Département des sciences de la population et du développement

**INSTITUT DE DEMOGRAPHIE**

**ANALYSES MULTI-NIVEAUX DES DETERMINANTS DE LA FECONDITE.  
THEORIES, METHODES ET APPLICATIONS AU MAROC RURAL.**

**BRUNO SCHOUMAKER**

**BIBLIOTHEQUE DES SCIENCES  
ECONOMIQUES, SOCIALES ET  
POLITIQUES  
Place Montesquieu 1 - bte 2  
1348 LOUVAIN-LA-NEUVE**

**Membres du Jury**

Jean-Marie WAUTELET (UCL), Président  
Dominique TABUTIN (UCL), Promoteur  
Josianne DUCHENE (UCL), Promoteur  
Michel LORIAUX (UCL)  
Guillaume WUNSCH (UCL)  
Barthélémy KUATE DEFO (Université de Montréal)

Thèse présentée en vue de  
l'obtention du titre de  
Docteur en démographie

Louvain-la-Neuve, Août 2001

240.159

## REMERCIEMENTS

Je voudrais ici remercier les Professeurs Dominique Tabutin et Josianne Duchêne pour leurs conseils, lectures critiques et encouragements. Je remercie aussi à l'avance les Professeurs Barthélemy Kuate Defo, Michel Loriaux et Guillaume Wunsch pour le temps et l'énergie qu'ils consacreront à évaluer ce travail.

Merci également à tous les membres de l'Institut de démographie, pour l'excellente ambiance et le cadre de travail agréable. Merci aussi à mes amis et parents pour leur présence.

Enfin, mes remerciements vont également aux institutions ayant contribué au financement de cette recherche. L'Université catholique de Louvain d'abord qui m'a permis de travailler à l'Institut de démographie dans le cadre des Fonds spéciaux de recherche. La Communauté française de Belgique, le Fonds National de la Recherche Scientifique et le Gouvernement marocain qui ont financé des séjours à l'étranger et des participations à des colloques. Les membres de L'INSEA à Rabat et du Département de statistiques sociales à Southampton pour m'avoir accueilli quelques semaines en leur sein.

**RES.**  
**240159**

# Table des Matières

<b>Introduction .....</b>	<b>1</b>
<b>Chapitre 1 - Contexte local et fécondité. Une revue de la littérature.....</b>	<b>6</b>
1.1 Niveaux sociaux et contexte local.....	6
1.1.1 Les concepts de contexte local et de communauté.....	8
1.2 Contexte local et comportements de fécondité : aperçu général.....	10
1.2.1 Les types d'influences contextuelles sur la fécondité.....	10
1.3 Les influences contextuelles sur la fécondité dans la littérature démographique .....	16
1.3.1 Contexte local et théories de fécondité .....	16
1.3.2 Revue de la littérature théorique et empirique .....	20
1.3.3 Synthèse .....	45
1.4 Conclusion et aperçu de la suite de la thèse.....	47
<b>Chapitre 2 - Questions méthodologiques générales et modèles multi-niveaux .....</b>	<b>49</b>
2.1 Analyses agrégées, individuelles et contextuelles .....	49
2.1.1 L'analyse agrégée .....	50
2.1.2 L'analyse individuelle .....	51
2.1.3 Illustration .....	52
2.2 Quelques questions générales de méthodologie.....	53
2.2.1 Ecart-types des coefficients de régression dans les analyses contextuelles.....	54
2.2.2 Quelques risques de biais dans les analyses contextuelles.....	56
2.2.3 D'autres problèmes de l'analyse contextuelle .....	60
2.2.4 Une brève synthèse .....	62
2.3 Méthodes multi-niveaux d'analyse contextuelle de la fécondité .....	64
2.3.1 Les approches classiques.....	64
2.3.2 Aperçu général des modèles multi-niveaux .....	65
2.3.3 Modèles multi-niveaux linéaires .....	66
2.3.4 Les méthodes multi-niveaux pour données catégoriques.....	72
2.3.5 Les modèles biographiques multi-niveaux.....	75
2.4 Un mot sur les méthodes d'analyse longitudinale et multi-équations .....	77
2.4.1 Les modèles d'analyse longitudinale .....	77
2.4.2 Méthodes multi-équations .....	78
2.5 Conclusion .....	78
<b>Chapitre 3 - Contexte démographique, sources et qualité des données.....</b>	<b>80</b>
3.1 Contexte démographique des années 1960 aux années 1990 .....	81
3.2 Sources des données .....	88
3.2.1 Données individuelles et de ménages.....	89
3.2.2 Données contextuelles.....	90
3.3 Qualité des données .....	94
3.3.1 Données individuelles .....	95
3.3.2 Données contextuelles.....	98
3.4 Conclusion .....	106
<b>Chapitre 4 - Déterminants de la fécondité légitime au Maroc rural dans les années 1980 .....</b>	<b>107</b>
4.1 Une brève synthèse des travaux explicatifs sur la fécondité au Maroc.....	107
4.2 Cadre analytique .....	115
4.3 Modèle statistique : une adaptation du modèle de Rodriguez- Cleland.....	118
4.3.1 Le modèle de Rodriguez-Cleland.....	119

4.3.2 Organisation des données : le fichier personnes-périodes.....	121
4.3.3 Le problème de la mobilité .....	124
4.3.4 Ajustement du modèle de base.....	125
4.3.5 Prise en compte de la cohorte dans le modèle.....	127
4.3.6 Extension multi-niveaux du modèle.....	129
4.4 Déterminants de la fécondité au cours de la période 1982-1991 .....	130
4.4.1 Données.....	130
4.4.2 Modèle vide, auto-sélection et corrélation des observations répétées.....	131
4.4.3 L'hétérogénéité contextuelle.....	133
4.4.4 Hypothèses et variables explicatives.....	136
4.4.5 Résultats des modèles séparés.....	143
4.4.6 Vers des modèles plus complets .....	146
4.4.7 Synthèse des résultats.....	153
4.5 Conclusion .....	157
<b>Chapitre 5 - Un essai d'analyse multi-niveaux des changements de fécondité entre 1972 et 1991 .....</b>	<b>159</b>
5.1 Données .....	160
5.2 Ajustement du modèle vide, effet de cohorte et effet de période.....	162
5.3 Modèle multi-niveaux des changements de fécondité .....	166
5.4 Modèles explicatifs de l'hétérogénéité des changements de fécondité .....	169
5.4.1 Démarche générale.....	170
5.4.2 Effets contextuels conditionnels sur les changements de fécondité.....	171
5.4.3 Effet des changements contextuels sur les changements de fécondité.....	174
5.5 Conclusion .....	181
<b>Chapitre 6 - Déterminants de la pratique contraceptive au début des années 1990.....</b>	<b>184</b>
6.1 Les déterminants de la pratique contraceptive en 1992 .....	187
6.1.1 Cadre analytique .....	187
6.1.2 Données.....	188
6.1.3 Modèle statistique : régression logistique multi-niveaux.....	189
6.1.4 Hypothèses et variables explicatives.....	194
6.1.5 Résultats .....	198
6.1.6 Discussion des résultats.....	204
6.2 Déterminants des contraceptions d'arrêt et d'espacement en 1992 .....	206
6.2.1 Modèle logit multinomial.....	207
6.2.2 Résultats et discussion .....	209
6.3 Conclusion .....	211
<b>Chapitre 7 - Déterminants de l'âge au premier mariage dans les années 1980.....</b>	<b>214</b>
7.1 Cadre analytique .....	215
7.2 Données et méthodes .....	217
7.2.1 Les données.....	217
7.2.2 Modèle statistique : l'analyse biographique multi-niveaux .....	219
7.2.3 Quelques limites des analyses biographiques multi-niveaux .....	230
7.3 Hypothèses et variables explicatives .....	232
7.4 Résultats.....	239
7.4.1 Discussion .....	244
7.5 Conclusion .....	248
<b>Chapitre 8 - Synthèse et conclusion .....</b>	<b>252</b>
8.1 Une synthèse des principaux résultats empiriques.....	253
8.1.1 Une forte hétérogénéité contextuelle des comportements de fécondité .....	254

8.1.2 Le rôle de facteurs explicatifs contextuels .....	254
8.1.3 Le rôle des variables individuelles .....	261
8.1.4 L'importance respective des facteurs contextuels et individuels.....	263
8.2 Les résultats méthodologiques .....	264
8.2.1 Les apports méthodologiques de nos applications .....	264
8.2.2 L'apport des méthodes multi-niveaux .....	265
8.3 Pistes de recherche et suggestions générales .....	266
8.4 Conclusion générale.....	268
 <b>Annexes .....</b>	 <b>270</b>
A.1 Une synthèse des résultats des analyses contextuelles.....	270
A.2 Estimation des données au niveau communal en 1994.....	272
A.3 Liste et localisation des grappes de sondage.....	274
A.4 Schéma des taux de fécondité naturelle par âge .....	275
A.5 Définitions des variables explicatives.....	276
A.6 Imputation des dates de début des visites à domicile.....	277
A.7 Indicateurs de mortalité au niveau individuel .....	278
A.8 Indicateur de niveau de vie .....	280
A.9 Choix des logiciels d'analyse multi-niveaux.....	282
A.10 Alphabétisation, égalité entre sexes et mortalité infanto-juvénile .....	283
A.11 Programmes SAS .....	284
A.11.1 Organisation des données de fécondité légitime pour l'adaptation du modèle de Rodriguez-Cleland (Chapitre 4).....	284
A.11.2 Organisation des données de l'âge au mariage pour l'analyse biographique multi- niveaux (Chapitre 7).....	290
A.12 Synthèse des analyses contextuelles des déterminants de la fécondité des les pays du Sud .....	292
 <b>Bibliographie.....</b>	 <b>300</b>

## Liste des tableaux

Tableau 1-1 : Quelques caractéristiques des travaux empiriques passés en revue. ....	22
Tableau 2-1 : Comparaison des résultats d'analyses agrégée, individuelle et contextuelle (écarts-types entre parenthèses). ....	52
Tableau 2-2 : Synthèse de quelques problèmes dans l'analyse contextuelle des déterminants de la fécondité. ....	63
Tableau 2-3 : Comparaison des résultats de méthodes multi-niveaux et de régression par moindres carrés ordinaires pour la relation entre le DRAT et le niveau de vie, Maroc rural, 1992. ....	67
Tableau 3-1 : Sources et données relatives à l'évolution de la population, la fécondité, l'âge au mariage et la prévalence contraceptive au Maroc des années 1960 aux années 1990. ....	84
Tableau 3-2 : Décomposition des changements de fécondité au Maroc entre 1972-75 et 1988-91 par milieu de résidence. ....	88
Tableau 3-3 : Echantillons urbain et rural des grappes, ménages et femmes dans les enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992). ....	89
Tableau 3-4 : Contenu du questionnaire communautaire de l'enquête ENPS-II de 1992. ....	92
Tableau 3-5 : Synthèse des données disponibles au niveau communal dans les recensements de 1971, 1982 et 1994. ....	93
Tableau 3-6 : Proportion des naissances et des mariages en fonction du type d'information disponible sur les dates, Maroc rural, ENPS-I et ENPS-II. ....	95
Tableau 4-1 : Sources d'approvisionnement de la pilule parmi les utilisatrices (en %), selon le milieu de résidence au Maroc en 1987, 1992 et 1995. ....	113
Tableau 4-2 : Illustration de l'organisation du fichier de données personnes-périodes. ....	123
Tableau 4-3 : Paramètres du modèle de Rodriguez-Cleland, Maroc rural, 1982-1991. ....	125
Tableau 4-4 : Synthèse des résultats des modèles à effets aléatoires de la fécondité légitime (modèles vides), Maroc rural, 1982-1991. ....	131
Tableau 4-5 : Modèle multi-niveaux vide de fécondité légitime et modèle contrôlant l'auto-sélection, Maroc rural, 1982-1991. ....	132
Tableau 4-6 : Modèle de fécondité légitime à trois niveaux pour observations répétées, Maroc rural, 1982-1991. ....	133
Tableau 4-7 : Quelques caractéristiques des contextes sélectionnés sur la base des valeurs extrêmes des résidus contextuels du modèle multi-niveaux vide de fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991. ....	134
Tableau 4-8 : Sources, dates, moyennes, écarts-types, minimum et maximum des variables individuelles et contextuelles, Maroc rural. ....	137
Tableau 4-9 : Paramètres des modèles multi-niveaux séparés des influences contextuelles et individuelles sur la fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991. ....	145
Tableau 4-10 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences contextuelles et individuelles sur la fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991. ....	149
Tableau 4-11 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences contextuelles, individuelles et de l'hétérogénéité entre contextes de l'effet de l'instruction sur la fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991. ....	153

Tableau 4-12 : Variance contextuelle expliquée par les variables individuelles, les variables contextuelles et l'ensemble des variables du modèle C.2.....	154
Tableau 4-13 : Impact en termes de réduction ou d'augmentation proportionnelle de fécondité après 10 ans de mariage des variables explicatives de différents modèles multi-niveaux des influences contextuelles et individuelles sur la fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991.....	155
Tableau 5-1 : Paramètres du modèle vide des changements de fécondité, 1972-1991, Maroc rural. ....	165
Tableau 5-2 : Synthèse des résultats des modèles à effets aléatoires des changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991. ....	166
Tableau 5-3 : Sources, dates, moyennes, écarts types, minimum, maximum des variables individuelles et contextuelles, Maroc rural. ....	172
Tableau 5-4 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences contextuelles sur les changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991. ....	173
Tableau 5-5 : Valeurs des indices (C) de réduction ou d'augmentation proportionnelle de la fécondité après 10 ans de mariage en 1987.....	173
Tableau 5-6 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences des changements contextuels sur les changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991. ....	177
Tableau 5-7 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences contextuelles et individuelles sur les changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991. ....	179
Tableau 5-8 : Impact en termes de réduction ou d'augmentation proportionnelle de fécondité après 10 ans de mariage des variables explicatives des modèles multi-niveaux des influences contextuelles et individuelles sur les changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991.....	180
Tableau 6-1 : Paramètres des modèles logit vides (à un niveau) de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992.....	189
Tableau 6-2 : Synthèse des résultats des modèles à effets aléatoires de la pratique contraceptive (modèles vides), Maroc rural, 1992. ....	192
Tableau 6-3 : Quelques caractéristiques des contextes sélectionnés sur la base des valeurs extrêmes des résidus contextuels du modèle vide de la pratique contraceptive, Maroc rural, 1992.....	193
Tableau 6-4 : Sources, dates, moyennes, écarts-types, minimum et maximum des variables individuelles et contextuelles, Maroc rural. ....	196
Tableau 6-5 : Résultats des modèles logit multi-niveaux de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992.....	199
Tableau 6-6 : Résultats des modèles logit multi-niveaux de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992 (suite). ....	201
Tableau 6-7 : Résultats des modèles logit multi-niveaux de l'utilisation de la contraception exprimés en rapports de cotes, modèle H.3 et I.6, Maroc rural, 1992.....	203
Tableau 6-8 : Variance contextuelle expliquée par les variables individuelles, les variables contextuelles et l'ensemble des variables du modèle I.6. ....	206
Tableau 6-9 : Paramètres du modèle logit multinomial vide de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992.....	208
Tableau 6-10 : Paramètres des modèles logit multinomiaux multi-niveaux de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992. ....	210



Tableau 6-11 : Résultats des modèles logit multinomiaux multi-niveaux de l'utilisation de la contraception moderne selon le motif d'utilisation, exprimés en rapports de cotes, Maroc rural, 1992. ....	211
Tableau 7-1 : Ajustement des relations entre l'âge et la probabilité de premier mariage par quatre méthodes, Maroc rural, 1981-1991.....	224
Tableau 7-2 : Paramètres des modèles biographiques vides, Maroc rural, 1981-1991..	224
Tableau 7-3 : Synthèse des résultats des modèles biographiques à effets aléatoires de l'âge au premier mariage (modèles vides), Maroc rural, 1981-1991. ....	226
Tableau 7-4 : Quelques caractéristiques des contextes sélectionnés sur la base des valeurs extrêmes des résidus contextuels du modèle vide, âge au premier mariage, Maroc rural, 1981-1991. ....	228
Tableau 7-5 : Sources, dates, moyennes, écarts types, minimum et maximum des variables individuelles et contextuelles, Maroc rural, 1981-1991.....	233
Tableau 7-6 : Synthèse des influences possibles des variables explicatives sur les risques de mariage par catégorie de variables explicatives. ....	239
Tableau 7-7 : Résultats des modèles biographiques multi-niveaux de la probabilité de premier mariage au Maroc rural, période 1981-1991. ....	240
Tableau 7-8 : Proportions de femmes mariées à 20 ans et 30 ans et âges médians au premier mariage prédits pour différentes valeurs des variables explicatives du modèle K.4, Maroc rural, 1981-91. ....	242
Tableau 7-9 : Coefficients et probabilités critiques (entre parenthèses) de l'effet de l'existence d'une route goudronnée et de différentes variables contextuelles de développement économique sur l'âge au premier mariage, Maroc rural, 1981-91. ....	247
Tableau 8-1 : Synthèse des effets des variables explicatives contextuelles et individuelles sur la fécondité légitime, la pratique contraceptive et l'âge au mariage au Maroc rural. ....	256
Tableau 8-2 : Proportion de variance expliquée par les variables individuelles, contextuelles ou l'ensemble des variables pour les modèles de la fécondité légitime, la contraception et l'âge au mariage au Maroc rural. ....	264
Tableau A-1 : Significativité et conformité avec le signe attendu des coefficients des variables contextuelles testées dans les analyses contextuelles de la fécondité, par catégorie de variables dépendantes et de variables contextuelles. ....	271
Tableau A-2 : Liste des grappes de sondage selon les communes et provinces dans lesquelles elles se situent. ....	274
Tableau A-3 : Taux de fécondité naturelle par âge de 12 à 49 ans. ....	275
Tableau A-4 : Description des variables explicatives individuelles et contextuelles ..	276
Tableau A-5 : Nombre cumulé de grappes couvertes par les Visites à domicile à différentes dates. ....	277
Tableau A-6 : Poids des items dans la construction de l'indicateur de niveau de vie..	280
Tableau A-7 : Sources et données relatives à l'évolution de l'alphabétisation des femmes, de l'égalité entre sexes en termes d'alphabétisation et de la mortalité infanto-juvénile. ....	283
Tableau A-8 : Analyses contextuelles des déterminants de la fécondité des les pays du Sud dans les années 1980 et 1990.....	292

## Liste des figures

Figure 1-1 :	Représentation schématique des influences des variables contextuelles sur les comportements individuels.....	12
Figure 2-1 :	Schéma causal des effets de variables observées et non-observées sur une variable dépendante.....	53
Figure 2-2 :	Facteur de correction des écarts-types en fonction de la corrélation intra-contexte de la variable explicative ( $\rho_x$ ), de la corrélation intra-contexte résiduelle de la variable dépendante ( $\rho_y$ ) et du nombre d'observations par contexte (n). ....	55
Figure 2-3 :	Représentation schématique d'effets de variables non-observées dans les analyses contextuelles.....	56
Figure 2-4 :	Représentations graphiques simplifiées d'un modèle à variance composée (a) et de modèles à coefficients aléatoires (b, c, d, e, f).....	69
Figure 2-5 :	Relations entre le DRAT et le niveau de vie estimées séparément par régression au sein de chaque contexte .....	71
Figure 2-6 :	Relations entre le DRAT et le niveau de vie pour chaque contexte estimées par modèles multi-niveaux (estimateurs bayésiens empiriques).71	
Figure 3-1 :	Population marocaine de 1960 à 1999 par milieu de résidence.....	82
Figure 3-2 :	Indice synthétique de fécondité au Maroc des années 1960 aux années 1990 par milieu de résidence. ....	83
Figure 3-3 :	Age moyen au premier mariage au Maroc des années 1960 aux années 1990 par milieu de résidence. ....	85
Figure 3-4 :	Prévalence contraceptive moderne au Maroc des années 1970 aux années 1990 par milieu de résidence. ....	86
Figure 3-5 :	Répartition des 75 grappes rurales des enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992). ....	91
Figure 3-6 :	Effectifs de naissances par année entre 1960 et 1991 dans les enquêtes ENPS-I et ENPS-II, Maroc rural. ....	96
Figure 3-7 :	Taux de fécondité légitime par groupes d'âges quinquennaux de 1964-67 à 1988-91 dans les enquêtes ENPS-I (pointillés) et ENPS-II (lignes solides), Maroc rural. ....	96
Figure 3-8 :	Distribution des premiers mariages par année entre 1960 et 1991 dans les enquêtes ENPS-I et ENPS-II, Maroc rural. ....	97
Figure 3-9 :	Age médian au premier mariage par génération (toutes femmes) d'après les enquêtes ENPS-I et ENPS-II, Maroc rural. ....	98
Figure 3-10 :	Fréquence des formations sanitaires en fonction de l'année de mise en service entre 1960 et 1991 (toutes formations confondues) dans l'enquête communautaire de l'ENPS-II, Maroc rural. ....	99
Figure 3-11 :	Relation entre les dates de mise en service des centres de santé fournies par l'ENPS-II et par la carte sanitaire, Maroc rural.....	101
Figure 3-12 :	Relation entre les dates de mise en service des centres de santé fournies par l'ENPS-II et par la carte sanitaire (corrigées), Maroc rural. ....	101
Figure 3-13 :	Dates de début d'offre de pilules et de stérilets dans les formations sanitaires d'après l'enquête communautaire de l'ENPS-II, Maroc rural...102	

Figure 3-14 : Taux d'alphabétisation des femmes par commune en 1971 et 1982, Maroc rural. ....	103
Figure 3-15 : Taux d'alphabétisation des femmes par commune en 1982 et 1994, Maroc rural. ....	103
Figure 3-16 : Egalité entre sexes (alphabétisation) par commune en 1971 et 1982, Maroc rural. ....	103
Figure 3-17 : Egalité entre sexes (alphabétisation) par commune en 1982 et 1994, Maroc rural. ....	103
Figure 3-18 : Proportion d'hommes par commune en 1971 et 1982, Maroc rural.....	104
Figure 3-19 : Proportion d'hommes par commune en 1982 et 1994, Maroc rural.....	104
Figure 3-20 : Evolution de la mortalité infanto-juvénile entre 1972 et 1991 dans 6 grappes de sondage couvertes par les enquêtes ENPS, Maroc rural. ....	105
Figure 3-21 : Proportion de mariages consanguins au sein des grappes de sondage selon les enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992), Maroc rural. ....	105
Figure 3-22 : Proportion de femmes regardant la télévision une fois par semaine au sein des grappes de sondage selon les enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992), Maroc rural. ....	105
Figure 4-1 : Evolution de la mortalité infanto-juvénile au Maroc par milieu de résidence des années 1960 aux années 1990. ....	109
Figure 4-2 : Proportion de femmes de plus de 10 ans alphabétisées au Maroc par milieu de résidence des années 1960 aux années 1990. ....	109
Figure 4-3 : Rapports des proportions de femmes et d'hommes alphabétisés au Maroc par milieu de résidence des années 1960 aux années 1990. ....	111
Figure 4-4 : Evolution des années 1960 aux années 1990 de la couverture des grappes de sondage en milieu rural par le programme de VDMS et par des formations sanitaires offrant des méthodes contraceptives à moins de 15 km. ....	114
Figure 4-5 : Cadre analytique des influences individuelles et contextuelles sur la fécondité.....	116
Figure 4-6 : Cadre analytique simplifié des influences individuelles et contextuelles sur la fécondité.....	117
Figure 4-7 : Schéma de fécondité naturelle et taux de fécondité par âge pour différentes valeurs des paramètres du modèle de Rodriguez-Cleland (femmes mariées à 15 ans).....	119
Figure 4-8 : Taux de fécondité légitime observés et prédits par âge, Maroc rural, 1982-91. ....	126
Figure 4-9 : Taux de fécondité légitime observés et prédits par durée de mariage, Maroc rural, 1982-91. ....	126
Figure 4-10 : Logarithme du rapport entre fécondité observée et fécondité naturelle par durée de mariage. Comparaison des valeurs observées aux valeurs ajustées par le modèle de Rodriguez-Cleland, Maroc rural, 1982-1991. ....	127
Figure 4-11 : Logarithme du rapport entre fécondité observée et fécondité naturelle par durée de mariage. Comparaison des valeurs observées aux valeurs ajustées par le modèle de Rodriguez-Cleland modifié, Maroc rural, 1982-1991. ....	127
Figure 4-12 : Taux de fécondité légitime observés et prédits par âge. Modèles avec et sans la cohorte de mariage (pointillés), Maroc rural, 1982-91. ....	128

Figure 4-13 :	Taux de fécondité légitime observés et prédits par durée de mariage. Modèles avec et sans la cohorte de mariage (pointillés), Maroc rural, 1982-91. ....	128
Figure 4-14 :	Taux de fécondité légitime par âge et par contexte prédits par le modèle mutli-niveaux vide de fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991. ....	134
Figure 4-15 :	Carte des indices de contrôle de fécondité par contextes prédits par le modèle multi-niveaux vide. Maroc rural, 1982-1991. ....	135
Figure 4-16 :	Relations entre résidus contextuels du modèle vide de fécondité légitime et quatre variables contextuelles, Maroc rural, 1982-1991. ....	136
Figure 4-17 :	Structure causale simplifiée entre variables contextuelles. ....	147
Figure 4-18 :	Impact en termes de réduction ou d'augmentation proportionnelle de fécondité après 10 ans de mariage des variables individuelles et contextuelles du modèle C.2, Maroc rural, 1982-1991. ....	156
Figure 5-1 :	Représentation sur diagramme de Lexis des périodes et groupes d'âges couverts par les enquêtes ENPS-I et ENPS-II. ....	162
Figure 5-2 :	Evolution du paramètre de contrôle de fécondité par année de mariage, Maroc rural, observations de 1972-1991. ....	163
Figure 5-3 :	Evolution du paramètre de contrôle de fécondité en fonction de l'année, Maroc rural, 1972-1991. ....	163
Figure 5-4 :	Ajustement linéaire par segments (modèle 2) de l'évolution du paramètre de contrôle de fécondité en fonction de l'année de mariage, Maroc rural, observations de 1972-1991. ....	165
Figure 5-5 :	Niveaux relatifs de fécondité légitime par année prédits par le modèle vide, Maroc rural, 1972-1991. ....	166
Figure 5-6 :	Niveaux relatifs de fécondité légitime prédits par contextes par le modèle vide à un niveau, Maroc rural, 1972-1991. ....	168
Figure 5-7 :	Niveaux relatifs de fécondité légitime prédits par contextes par le modèle vide à deux niveaux, Maroc rural, 1972-1991. ....	169
Figure 5-8 :	Représentation schématique du décalage dans le temps entre la baisse de mortalité et de fécondité. ....	175
Figure 6-1 :	Cadre analytique des déterminants individuels et contextuels de la pratique contraceptive. ....	188
Figure 6-2 :	Relation entre prévalence contraceptive et durée de mariage, Maroc rural, 1992. ....	190
Figure 6-3 :	Prévalences contraceptives par durée de mariage et par contexte prédites par le modèle multi-niveaux vide, Maroc rural, 1992. ....	192
Figure 6-4 :	Carte des prévalences contraceptives à 15 ans de mariage prédites par contextes par le modèle multi-niveaux vide, Maroc rural, 1982-1991. ....	194
Figure 6-5 :	Relations entre résidus contextuels du modèle vide de la pratique contraceptive et quatre variables contextuelles, Maroc rural, 1992. ....	195
Figure 6-6 :	Probabilités d'utilisation de la contraception par durée de mariage observées et prédites par le modèle logit multinomial distinguant l'utilisation d'espacement ou d'arrêt, Maroc rural, 1992. ....	209
Figure 7-1 :	Cadre analytique des influences individuelles et contextuelles sur l'âge au mariage. ....	216

Figure 7-2 :	Diagramme de Lexis illustrant les données utilisées pour l'analyse des probabilités de premier mariage par âge (années en abscisse et âges en ordonnée). ....	218
Figure 7-3 :	Probabilité de premier mariage par âge, Maroc rural, 1981-1991 .....	222
Figure 7-4 :	Ajustement de la relation entre le logit de la probabilité de premier mariage et l'âge par 3 fonctions, Maroc rural, 1981-1991 .....	223
Figure 7-5 :	Ajustement de la relation entre la probabilité de premier mariage et l'âge par 3 fonctions, Maroc rural, 1981-1991 .....	223
Figure 7-6 :	Probabilités de premier mariage en fonction de l'âge prédites par contexte par le modèle biographique multi-niveaux vide. Maroc rural, 1981-1991. ....	227
Figure 7-7 :	Relations entre proportions de femmes mariées à 25 ans par contextes prédites par le modèle vide de l'âge au mariage et quatre variables contextuelles, Maroc rural, 1981-1991. ....	229
Figure 7-8 :	Carte de proportions de femmes mariées à 25 ans prédites par contextes par le modèle biographique multi-niveaux vide, Maroc rural, 1981-1991....	229
Figure 7-9 :	Probabilités de premier mariage et proportions de célibataires par âge prédites par le modèle pour deux valeurs de chacune des six variables explicatives du modèle K.4.....	243
Figure 7-10 :	Probabilités de premier mariage par âge selon que la localité est reliée par une route goudronnée ou non, Maroc rural, 1981-1991. ....	246
Figure 7-11 :	Proportions de célibataires par âge selon que la localité est reliée par une route goudronnée ou non, Maroc rural, 1981-1991. ....	246
Figure 7-12 :	Grappes de sondage de l'enquête ENPS-II reliées par une route et dont les résidus sont parmi les 16 résidus les plus élevés, Maroc rural, 1992.....	248
Figure A-1 :	Exemple d'une ancienne commune (ligne continue) constituée d'un nombre exact de nouvelles communes (pointillés) et formule d'estimation de l'indicateur selon l'ancien découpage.....	272
Figure A-2 :	Exemple d'une ancienne commune (ligne continue) constituée de deux nouvelles communes complètes et d'une partie d'une nouvelle commune et formule d'estimation de l'indicateur selon l'ancien découpage. ....	273
Figure A-3 :	Localisation des grappes de sondage, ENPS-I et II, Maroc rural. ....	274
Figure A-4 :	Taux de fécondité naturelle par âge de 12 à 49 ans. ....	275
Figure A-5 :	Calendrier illustrant la mesure des variables de mortalité au niveau individuel. ....	278

# Introduction

---

L'étude des déterminants des niveaux et changements de fécondité occupe une place importante dans la recherche démographique de ces cinquante dernières années. Depuis le développement de la théorie de la transition démographique dans les années 1940 jusqu'aux courants institutionnels récents, de nombreux paradigmes, approches explicatives, et théories ont été avancés et débattus. La diversité des approches a conduit certains auteurs à décrire la recherche sur les déterminants de la fécondité comme "une peinture cubiste" (Leridon, 1982, p. 297), et récemment, Poirier et Piché (1999), dans une synthèse sur la recherche explicative en démographie, ont mis l'accent sur les différents cloisonnements qui, à leur sens, constituaient les principaux obstacles auxquels se heurte la démographie. Des cloisonnements qui concernent notamment les objets de recherche, les lieux de production scientifique, les courants théoriques, les facteurs explicatifs et les niveaux d'analyse. Certains de ces cloisonnements ont récemment reçu une attention particulière. C'est le cas par exemple du débat "culture contre économie" (Lesthaeghe et Vanderhoeft, 1999). Le cloisonnement entre niveaux d'analyse a également reçu une attention particulière au cours de ces vingt dernières années. Dans le domaine de la fécondité, le plaidoyer pour l'intégration de facteurs explicatifs de différents niveaux a en effet été énoncé à de multiples reprises depuis la synthèse de Freedman (1974) sur les données communautaires dans les enquêtes de fécondité.

L'idée essentielle de Freedman était simplement que "le voisinage, la communauté ou le milieu social dans lequel vivent les couples peuvent influencer leurs comportements de fécondité en interaction avec les caractéristiques individuelles habituellement prises en compte" (Freedman, 1974, p. 5). Une idée simple, mais qui n'avait pratiquement jamais été appliquée dans les travaux sur la fécondité. L'objectif était alors de ne plus travailler à un niveau uniquement agrégé ou individuel, mais de tenir compte simultanément de facteurs explicatifs aux différents niveaux. Les recommandations de Freedman serviront de base aux questionnaires communautaires des enquêtes du programme d'enquêtes mondiales de fécondité (EMF), qui conduiront à une première "vague" d'analyses contextuelles des déterminants de la fécondité. Leurs résultats seront synthétisés au début des années 1980 lors d'un séminaire consacré à "La collecte et l'analyse des données communautaires et des facteurs institutionnels" (Casterline, 1985a).

Dans les années 1980, quelques travaux théoriques vont insister sur le rôle du contexte local, de la communauté et des facteurs institutionnels dans l'explication des comportements de fécondité. McNicoll par exemple, dans un article de 1984 intitulé "Notes sur le contexte local des changements démographiques", soulignait la "pertinence pour les comportements démographiques de l'environnement socio-économique et culturel dans lequel se trouvent les familles" (McNicoll, 1984, p. 419), et notamment l'intérêt de prendre en compte le contexte local dans la mise en place de politiques de population.

Potter (1983) un an auparavant produisait une synthèse sur "Les effets des institutions sociales et communautaires sur la fécondité", et Bulatao (1984) un article sur "Le contrôle de la fécondité au niveau communautaire". Plusieurs autres auteurs ont contribué, dans les années 1980, à cette prise en compte du niveau contextuel dans l'explication de la fécondité (Bilsborrow et Guilkey, 1987 ; Casterline, 1981 ; Casterline, 1987 ; Smith, 1989 ).

Les analyses contextuelles réalisées dans les années 1970 et au début des années 1980, essentiellement sur les données de l'Enquête Mondiale de Fécondité, reposaient sur l'utilisation de méthodes de régression classique incluant des variables contextuelles en plus des variables individuelles traditionnelles. Ces méthodes n'étaient en soi pas nouvelles, et étaient déjà par exemple assez largement utilisées en sociologie, en sciences de l'éducation et en sciences politiques<sup>1</sup>. La multiplication des enquêtes de fécondité et l'existence des questionnaires communautaires dans l'Enquête mondiale de fécondité ont certainement contribué au développement de ces approches en démographie. La question de l'évaluation de l'impact des services de planification familiale a sûrement aussi été l'un des moteurs dans le développement des analyses contextuelles de la fécondité, cette question "requérant que des données individuelles et agrégées soient intégrées" (Diamond et Guilkey, 1997, p. 2).

Au début des années 1980 sont également apparues les premières applications des modèles multi-niveaux à l'étude des déterminants contextuels de la fécondité (Mason et al., 1983). Le principal élément nouveau de ces méthodes pour l'analyse contextuelle résidait dans la prise en compte de la nature multi-niveaux des données par des termes aléatoires au niveau contextuel. Les modèles multi-niveaux n'étaient pas non plus réellement nouveaux, étant plutôt un "conglomérat de modèles connus tels que les modèles à variance composée, les modèles à coefficients aléatoires en économétrie, les modèles à coefficients variables, les méthodes d'analyse de données de panel [...]" (Kreft et De Leeuw, 1998). Néanmoins, ce n'est qu'au début des années 1980 que les méthodes d'estimation ont permis de faire des analyses multi-niveaux sur des grandes bases de données (Aitkin et Longford, 1986).

La première application en démographie utilisait des modèles multi-niveaux linéaires et portait sur une analyse de la parité des femmes en fonction de caractéristiques individuelles et de facteurs explicatifs au niveau des pays, tels que le PNB par habitant et un indice national d'effort de planification familiale. L'intérêt de ces méthodes pour la prise en compte de facteurs explicatifs au niveau du contexte local fut reconnu assez tôt, mais paradoxalement très peu d'applications des modèles multi-niveaux ont suivi ces premières tentatives (Steele, 1996). L'une des raisons est le fait que ces modèles étaient à l'origine des modèles de régression linéaire, peu adaptés à l'étude de la plupart des comportements démographiques, et que les méthodes d'estimation et les logiciels permettant de réaliser des analyses multi-niveaux sur des données catégoriques ont mis un certain temps avant d'être disponibles. Ce n'est en fait que depuis sept ou huit ans

---

<sup>1</sup> Pour des synthèses sur l'historique de ces méthodes, voir par exemple Van den Eeden et Hüttner (1982), Loriaux (1989) et Achen et Shively (1995).

que ces méthodes sont progressivement entrées dans la "boîte à outils" des démographes pour l'analyse des déterminants des comportements démographiques. Leur application à l'étude des déterminants contextuels de la fécondité reste néanmoins encore relativement peu fréquente.

## Objectifs

Notre démarche dans cette thèse s'inscrit dans ce courant explicatif en démographie qui vise à évaluer l'influence de facteurs à différents niveaux d'analyse sur les comportements individuels de fécondité. Nous nous intéresserons à l'étude des déterminants individuels et contextuels de la fécondité légitime, de la pratique contraceptive et de l'âge au mariage au Maroc rural dans les années 1980, et adopterons des méthodes d'analyse multi-niveaux. Le niveau contextuel privilégié sera le contexte local.

L'**objectif général** de cette thèse sera donc de *contribuer à l'étude des déterminants contextuels et individuels des comportements de fécondité au Maroc rural par des méthodes d'analyse multi-niveaux*. Plusieurs objectifs plus spécifiques peuvent être distingués. Comme l'indique le titre de cette thèse, nous y voyons essentiellement des objectifs théoriques, méthodologiques et empiriques.

L'**objectif empirique** est d'étudier les déterminants individuels et contextuels de la fécondité légitime, de la pratique contraceptive et de l'âge au mariage au Maroc rural essentiellement dans les années 1980. Le choix du Maroc se justifie pour plusieurs raisons. Premièrement, le Maroc est un pays en pleine transition, qui a connu d'importants changements démographiques, sociaux, sanitaires,... ces dernières décennies, en milieu urbain comme en milieu rural. Entre le début des années 1960 et le milieu des années 1990, la fécondité a par exemple baissé de moitié, l'âge au mariage a augmenté de plus de 8 ans, la mortalité infanto-juvénile est passée de 200 ‰ à environ 50 ‰, la disponibilité de la contraception y a cru de manière importante,... La transition de fécondité se traduit classiquement par une diversité croissante des comportements de fécondité entre groupes sociaux et, ce qui nous intéresse, entre communautés locales. Cette diversité des comportements démographiques entre communautés est à l'origine même de la démarche entreprise ici, qui consiste à identifier le rôle du contexte local, en plus des facteurs individuels, sur la fécondité. Une autre raison ayant présidé au choix du Maroc est l'existence de données d'enquêtes et de recensements relativement riches, qui présentent plusieurs avantages pour une analyse multi-niveaux. Quant à la décision de travailler sur le Maroc rural, elle tient essentiellement à des considérations pratiques liées à la disponibilité des données et au caractère plus récent de la transition de fécondité au Maroc rural.

Un second **objectif** est **méthodologique**. Si l'utilisation de modèles multi-niveaux a connu un certain engouement ces dernières années, en démographie comme dans d'autres sciences sociales, leur application aux déterminants de la fécondité reste malgré tout relativement peu fréquente et surtout peu diversifiée. La plupart des travaux se concentrent sur les déterminants de la contraception, et les applications à la fécondité en tant que telle ou à la nuptialité sont encore rares. Le potentiel de ces méthodes est



également à notre sens encore sous-exploité. Bien qu'il ne s'agisse pas d'une thèse de méthodologie, un objectif de cette recherche sera de montrer certains intérêts des modèles multi-niveaux dans l'étude de la fécondité, au-delà des aspects purement statistiques. Nous utiliserons certaines méthodes "rôdées", telles que la régression logistique multi-niveaux, mais nous adopterons également des méthodes moins fréquentes telles que l'analyse biographique multi-niveaux. Nous proposerons par ailleurs une adaptation multi-niveaux du modèle de fécondité légitime de Rodriguez-Cleland, estimé par régression de Poisson, permettant aussi de prendre en compte des variables explicatives qui changent au cours du temps.

Enfin, l'**objectif théorique** visera essentiellement à recenser et dans une certaine mesure organiser les hypothèses théoriques relatives aux influences du contexte local sur les comportements de fécondité. Bien que de multiples influences contextuelles potentielles sur les comportements de fécondité existent dans la littérature démographique, cette littérature reste disparate et peu de travaux ont en définitive cherché à y "mettre de l'ordre". Nous y contribuerons modestement dans le premier chapitre.

### Plan de la thèse

Cette thèse est organisée en huit chapitres. Les deux premiers sont de nature théorique et méthodologique, le troisième est consacré aux sources de données et à leur qualité, les quatre suivants portent sur les analyses multi-niveaux des déterminants de la fécondité, de la pratique contraceptive et de l'âge au mariage au Maroc rural. Le dernier chapitre constitue une synthèse des principaux résultats.

Le **premier chapitre** est une revue de la littérature sur le rôle du contexte local dans l'explication des comportements de fécondité. L'objectif est passer en revue les hypothèses théoriques proposées dans la littérature, de les organiser dans une certaine mesure, et de synthétiser les résultats de travaux empiriques ayant traité des influences du contexte local sur la fécondité par des analyses contextuelles. Ce chapitre permettra notamment d'identifier quelques questions négligées dans la littérature, dont certaines seront examinées dans cette thèse.

Le **deuxième chapitre** est plus spécifiquement tourné vers des questions méthodologiques propres aux analyses contextuelles, et est en partie consacré à la présentation des méthodes d'analyse multi-niveaux. Dans un premier temps, nous synthétisons les principaux problèmes méthodologiques identifiés dans la littérature sur les analyses contextuelles, en les illustrant par des exemples rencontrés dans l'étude des déterminants de la fécondité. La deuxième partie du chapitre est principalement consacrée à la présentation de modèles multi-niveaux et de leurs intérêts dans l'étude des déterminants de la fécondité et de ses variables intermédiaires.

Le **troisième chapitre** fait la transition entre les questions méthodologiques et les analyses proprement dites. Il comprend trois parties. Une première consacrée à la présentation du contexte démographique marocain et en particulier à l'évolution de la fécondité et de ses déterminants proches au cours des dernières décennies. Dans la deuxième partie sont présentées les sources de données individuelles et contextuelles

qui seront utilisées dans les analyses multi-niveaux. La troisième porte sur la qualité des données sur la fécondité, l'âge au mariage et quelques variables contextuelles.

Le **quatrième chapitre** porte sur l'analyse multi-niveaux des déterminants de la fécondité légitime au Maroc rural dans les années 1980 dans une optique synchronique. Nous y proposons une brève synthèse de la littérature sur les déterminants de la fécondité au Maroc, puis une adaptation du modèle de fécondité légitime de Rodriguez-Cleland pour l'analyse multi-niveaux de la fécondité. Ce modèle est ensuite utilisé pour tester plusieurs hypothèses relatives aux influences contextuelles et individuelles sur les comportements de fécondité. La mortalité, les inégalités entre sexes et les services de planification familiale sont trois des facteurs explicatifs examinés dans ce chapitre.

Le **cinquième chapitre** traite également des déterminants de la fécondité légitime, mais cette fois dans une optique diachronique. Il consiste à étendre le modèle utilisé pour la fécondité légitime dans le quatrième chapitre pour l'étude des changements de fécondité au cours de la période 1972-91. Il s'agit d'une approche qui reste à divers points de vue un "essai", mais qui ouvre quelques pistes de recherches sur ce sujet jamais abordé à notre connaissance.

Dans le **sixième chapitre**, nous approfondissons l'étude des déterminants de la fécondité légitime par une analyse des facteurs explicatifs individuels et contextuels de la pratique contraceptive. L'approche adoptée est statique, s'intéressant à l'utilisation de la contraception moderne au moment de l'enquête de 1992. Nous y distinguerons également l'utilisation de la contraception d'arrêt et d'espacement. Les analyses de ce chapitre visent notamment à évaluer l'importance de la disponibilité des services de planification familiale sur la pratique contraceptive.

Le **septième chapitre** porte sur les déterminants de l'âge au mariage dans les années 1980. Nous adoptons des méthodes biographiques multi-niveaux, et y discutons notamment de certains choix méthodologiques et de certains intérêts et limites de ces modèles pour l'étude des déterminants individuels et contextuels de l'âge au mariage. Nous y examinerons entre autres le rôle des déséquilibres entre sexes au niveau local et des inégalités entre homme et femmes.

Dans la **conclusion**, nous proposerons une synthèse des principaux résultats méthodologiques et empiriques et une série de suggestions pour des travaux futurs.

# Chapitre 1 - Contexte local et fécondité.

## Une revue de la littérature

---

Ce premier chapitre est consacré à une synthèse de la littérature théorique et empirique relative au rôle du contexte local sur les comportements de fécondité, ciblée sur la fécondité dans les pays du Sud<sup>1</sup>. Dans un premier temps, nous abordons d'une manière générale la question des niveaux sociaux, la définition du contexte local et l'intérêt d'en tenir compte dans l'explication des comportements de fécondité. Nous discutons ensuite des mécanismes à travers lesquels les facteurs contextuels influencent la fécondité. Nous passons enfin à une synthèse de la littérature théorique et empirique relative aux influences du contexte local sur les comportements de fécondité.

### 1.1 Niveaux sociaux et contexte local

Le fait que les comportements individuels soient influencés par l'environnement plus ou moins proche des individus est presque une évidence. Habiter les montagnes du Maroc ou les plaines de la Belgique influence différemment une multitude de comportements, dont les comportements démographiques. Habiter un village de montagne du Maroc ou la banlieue de Casablanca a aussi des implications différentes sur ces comportements. Ceux-ci seront également différents, mais très probablement un peu moins, si l'on habite deux villages du Maroc distants de quelques kilomètres. Habiter le même village, même si cela laisse la place à de nombreuses différences de comportements individuels, conduit également à un certain nombre de ressemblances. L'idée essentielle de cette introduction est de considérer qu'il existe différents "niveaux socio-spatiaux" dans lesquels sont insérés les individus, et qui influencent leurs comportements.

Trois ou quatre types de niveaux sont souvent distingués en démographie comme en sociologie ou en économie (Bongaarts et Watkins, 1996 ; Delaine et al., 1992 ; National Research Council, 1993). On en distinguera ici trois : (1) le niveau micro, qui représente généralement l'individu ou le ménage, (2) le niveau méso qui correspond souvent à la communauté, au village ou, terme que nous utiliserons par la suite, au contexte local, et (3) le niveau macro qui représente généralement la région ou le pays. Des éléments à chacun de ces trois niveaux ont a priori leur place dans l'explication des comportements démographiques.

Le niveau micro est peut-être le plus "évident" comme niveau d'étude des comportements démographiques. Même s'il peut exister des influences sociales fortes et même si d'un point de vue empirique il est possible de travailler à un niveau strictement agrégé<sup>2</sup>, les comportements de fécondité sont au bout du compte des comportements individuels

---

<sup>1</sup> Ce qui représente la grande majorité des travaux. Nous ferons occasionnellement référence à quelques études sur des pays occidentaux.

<sup>2</sup> Avec les dangers d'inférence écologique fallacieuse que cela comporte, que nous aborderons brièvement dans le deuxième chapitre.

(une grossesse, un mariage, l'utilisation de la contraception,...) et sont influencés par diverses caractéristiques individuelles (instruction, niveau de vie, type d'activité,...). Il y a donc de bonnes raisons de considérer le niveau individuel comme important dans l'étude des déterminants de la fécondité, non seulement d'un point de vue théorique, mais aussi empirique (Bilsborrow et Guilkey, 1987 ; Joshi et David, 1996 ; Smith, 1989). Tenir compte du niveau individuel dans les analyses empiriques a notamment comme avantage de permettre le contrôle de certaines variables individuelles (dont l'âge) et la prise en compte d'interactions entre variables individuelles et contextuelles (Casterline, 1987 ; Smith, 1989). Nous reviendrons sur ces points dans le deuxième chapitre.

A l'autre extrémité, le niveau macro a également clairement sa place dans l'explication des comportements démographiques. Les facteurs aux niveaux régional, national ou international sont sans aucun doute des déterminants puissants - mais relativement lointains pour la plupart - des niveaux et changements de fécondité. Tant les différences entre pays que les changements au sein des pays sont clairement liés à des déterminants "macro", qu'il s'agisse du développement économique, de politiques sociales, de politiques de population,... Ce n'est en effet pas "un hasard si les pays industrialisés ont des taux de natalité faibles, et qu'une grande partie des pays en développement ont une fécondité beaucoup plus élevée" (National Research Council, 1993). L'idée n'a rien de bien neuf. La théorie de la transition démographique de Notestein l'expose clairement. L'économie politique de la fécondité s'intéresse également à ces facteurs "lointains-lointains" (Greenhalgh, 1990). Ceux-ci opèrent toutefois à travers des facteurs plus localisés, au niveau individuel et familial, et au niveau du contexte local.

Le niveau intermédiaire qui nous intéresse plus particulièrement est le contexte local, c'est-à-dire l'environnement proche des individus. L'intérêt d'intégrer ce niveau dans les recherches sur la fécondité tient essentiellement au fait qu'il s'agit *du niveau socio-spatial dans lequel la plupart des interactions sociales quotidiennes ont lieu et dans lequel de nombreuses contraintes et opportunités sont vécues et sont les plus prégnantes* (accessibilité à certains services, marché matrimonial, marché du travail,...). En bref, il s'agit d'un niveau intermédiaire qui représente plus adéquatement l'espace de vie des individus que la région ou la nation (Bulatao, 1984 ; Smith, 1989).

Comme nous le verrons, de multiples hypothèses théoriques font référence aux influences du contexte local sur les comportements de fécondité, que ce soit par des phénomènes de diffusion, de contrôle social, d'accessibilité géographique, de contraintes économiques, démographiques,... L'intérêt théorique est donc évident pour qui cherche à expliquer les comportements de fécondité. L'intérêt de tenir compte du contexte local est aussi politique, comme cela a été souligné par quelques auteurs. Anker (1987, p. ii) note par exemple que "les variables communautaires [...] offrent des instruments de politique nouveaux et stimulants. Il s'agit du genre d'instruments politiques (par exemple, placer une école, une clinique ou un centre de planification familiale, construire une route goudronnée ou électrifier un village) avec lesquels travaillent les planificateurs, et dont ils aimeraient connaître l'effet sur la fécondité". McNicoll (1975) a éga-

lement souligné l'importance du contexte local dans la mise en place de politiques de population, compte tenu du fait que pour la majorité des gens, le contexte local, plus que la nation, est la source majeure d'influence et d'identification sociale<sup>3</sup>.

Avant d'aller plus loin dans la discussion du rôle du contexte local pour l'explication des comportements de fécondité, nous abordons ici un peu plus en détail la définition de ce niveau socio-spatial.

### 1.1.1 Les concepts de contexte local et de communauté

Les concepts de communauté et de contexte local sont, en démographie, fréquemment utilisés comme synonymes. Dans son acception originale en sociologie, la communauté fait référence à "une collectivité de personnes occupant une région géographique ; des personnes engagées dans des activités économiques et politiques et qui constituent une unité sociale avec des valeurs communes et le sentiment d'appartenance commune" (Mitchell, 1970, p. 32). Les approches plus récentes en sociologie se sont éloignées de cette définition classique. Notamment, la notion de territorialité n'est généralement plus considérée comme nécessaire pour définir une communauté (Almgren, 1992) et le concept même de communauté semble avoir été rejeté parmi certains sociologues<sup>4</sup>.

Dans le concept de contexte local par contre, la dimension géographique est essentielle, indiquant que "le lieu de vie des individus a tendance à être un aspect important de leur vie" (Day et Murdoch, 1993, p. 17). En deux mots, on peut le définir comme *une entité spatiale dans laquelle les individus passent l'essentiel de leur temps, dans laquelle se produisent la plupart des interactions sociales et où les contraintes et opportunités économiques, sociales, démographiques, sanitaires... sont les plus prégnantes*. Les définitions de la communauté utilisées en démographie intègrent également le plus souvent la dimension géographique, de sorte que les deux termes sont pratiquement interchangeables. Nous préférons toutefois le terme de contexte local, dans la mesure où sa définition peut être principalement géographique et ne fait pas nécessairement appel au partage de valeurs communes, d'objectifs,...

Nous reprenons ci-dessous quelques éléments de définitions relatives au contexte local ou à la communauté proposées par différents auteurs en démographie.

Pour Casterline :

The local community is the context for most social and economic activity, especially in traditional rural societies or where levels of geographic mobility are low. Furthermore, it is reasonable to assume that spatial proximity will ordinarily be an important determinant of the utilization of social services (Casterline, 1987, p. 884).

<sup>3</sup> Ces auteurs soulignent aussi qu'il est plus facile et potentiellement moins "dangereux" d'un point de vue politique d'agir au niveau communautaire que familial (Anker, 1987 ; McNicoll, 1994a).

<sup>4</sup> La raison semble être la connotation géographique du concept initial de communauté et un dédain par rapport aux explications accordant une certaine importance à l'espace et aux relations spatiales (Day et Murdoch, 1993).

Bulatao reprend une définition proche de la définition classique en sociologie :

Basically referring to some territorial unit within which individuals can live out their entire lives, [the idea of community] also carries notions of shared values, experiences, and goals as well as a sense of togetherness that motivates people to be intimately concerned with the welfare of others (Bulatao, 1984, p. 269).

Pour Cain et McNicoll :

The important distinguishing characteristics of community systems [...] are their degree of corporateness and territoriality. The former quality governs the capacity of the group (or of an élite within it) to influence the behaviour of members to suit group interests, however those may be defined. The latter affects the likelihood that demographic behaviour will be included in the kinds of behaviour subjected to group pressure. Territoriality also facilitates orderly governance [...] (Cain et McNicoll, 1988, p. 109).

Enfin, Watkins (1990) et Bongaarts et Watkins (1996), qui s'intéressent au rôle des "autres" dans les comportements démographiques, écrivent ceci :

By "others", I mean the members of the community with whom individuals interact on a day-to-day basis [...] (Watkins, 1990, p. 242).

Much social interaction on a day-to-day basis occurs in the context of personal networks, the building blocks of communities (Bongaarts et Watkins, 1996, p. 661).

Ces extraits illustrent donc quelques éléments importants dans les concepts de communauté ou de contexte local. La dimension géographique apparaît dans chacune d'elles ; on note aussi le rôle des interactions sociales quotidiennes, d'un certain degré d'organisation collective, du fait qu'il s'agit du lieu des activités sociales et économiques, du lieu de l'utilisation des services publics,... Tous des éléments que l'on retrouvera dans les hypothèses relatives aux influences du contexte local sur la fécondité que nous passerons en revue.

Le contexte local sera donc généralement de taille réduite. Il correspond classiquement, en milieu rural, au village ou au hameau<sup>5</sup>, une définition adoptée par divers auteurs en démographie (Anker et al., 1989 ; Bilsborrow et Guilkey, 1987 ; Bulatao, 1984 ; McNicoll, 1975)<sup>6</sup>. Toutefois, même si le village représente une approximation valable du contexte local pour de nombreuses influences contextuelles sur la fécondité, *il n'existe pas de définition unique du contexte local* pour l'étude des déterminants de la fécondité. A chaque type d'effet contextuel peut a priori correspondre une définition du contexte

<sup>5</sup> En milieu urbain, il s'agit généralement du quartier ; la définition du contexte local en milieu urbain est toutefois plus compliquée et plus rarement abordée en démographie. En fait, la définition de contexte local (ou de la communauté) en démographie est presque toujours de nature rurale (Bilsborrow, 1984).

<sup>6</sup> Cela dit, la taille moyenne d'un village, le degré de concentration de l'habitat,... varient sensiblement entre pays et au sein d'un même pays (Bilsborrow, 1984).

local pertinente différente (Billy et Moore, 1992 ; Bilsborrow et Guilkey, 1987 ). Billy et Moore (1992) considèrent par exemple, dans une analyse de la fécondité aux Etats-Unis, que le "voisinage" est le niveau le plus adéquat pour les influences de type normatif, alors que les contraintes économiques (marché du travail) sont a priori mieux mesurées à un niveau d'agrégation plus large<sup>7</sup>. Selon le type d'influence contextuelle, le contexte pertinent peut donc varier. On peut aussi imaginer que les limites pertinentes du contexte évoluent au cours du temps, notamment avec l'amélioration des voies de communication (Bilsborrow, 1984 ; Bongaarts et Watkins, 1996). Dans le même ordre d'idées, les limites pertinentes peuvent aussi être fonction de caractéristiques du contexte lui-même. Par exemple, la présence de routes et de moyens de transports est susceptible d'élargir les limites du marché du travail (Bilsborrow et Guilkey, 1987) ou du marché matrimonial (Watkins, 1990).

En pratique, ces considérations restent souvent occultées par le fait que la définition du contexte local dépend étroitement des définitions utilisées dans les enquêtes démographiques ou les recensements. Il correspondra généralement à la grappe de sondage dans les enquêtes démographiques par sondage<sup>8</sup>, et à la plus petite division administrative dans les recensements. Bien que ces définitions ne soient pas toujours les plus pertinentes par rapport aux influences étudiées, il est en pratique difficile de s'en éloigner. Dans les analyses empiriques de cette thèse, nous travaillerons avec deux découpages socio-spatiaux : la grappe de sondage, qui correspond approximativement au village, et la commune rurale, qui représente une quarantaine de villages au Maroc rural.

## **1.2 Contexte local et comportements de fécondité : aperçu général**

Dans la suite de cette thèse, nous nous intéresserons aux influences du contexte local (en plus de facteurs individuels) sur les comportements de fécondité. Il s'agit donc d'un aspect ciblé d'une analyse explicative intégrant des facteurs à différents niveaux socio-spatiaux. Avant de passer en revue les différentes influences contextuelles discutées et analysées dans la littérature démographique, nous discutons d'une manière plus générale des grands "types" d'influences contextuelles qui peuvent être distingués.

### **1.2.1 Les types d'influences contextuelles sur la fécondité**

La littérature relative aux influences contextuelles de la fécondité est disparate et, même s'il y a eu que quelques tentatives pour organiser la diversité des influences contextuelles et de leurs mécanismes d'influences (Bulatao, 1984 ; Casterline, 1985b ; Potter, 1983 ), elles restent assez générales. En essayant de synthétiser les hypothèses relatives au rôle du contexte local sur la fécondité, on a souvent l'impression de passer d'influences très concrètes à des effets beaucoup plus diffus, d'influences contextuelles très directes à des influences largement indirectes, d'influences sur les différences de

---

<sup>7</sup> Les limites pertinentes pour le marché du travail local sont par exemple liées à la distance que la plupart des individus sont prêts à parcourir quotidiennement.

<sup>8</sup> La grappe de sondage correspond généralement à une zone de dénombrement de recensement, qui a une taille de l'ordre de 1000 habitants, soit un ou quelques villages.

fécondité entre contextes à des influences sur les changements de fécondité, d'effets essentiellement liés à des infrastructures et à l'environnement physique, à d'autres liés à l'environnement social et politique,...

Avant de discuter plus en détail des mécanismes, précisons d'abord ce que l'on entend par les termes d'effet contextuel ou d'effet communautaire<sup>9</sup>. Différentes acceptions se retrouvent dans la littérature, et elles diffèrent notamment selon les disciplines. Une définition générale consiste à considérer qu'il y a un *effet contextuel lorsque le fait de vivre dans un contexte ou une communauté influence le comportement étudié*. C'est en fait la définition qui semble adoptée par la plupart des auteurs ayant travaillé sur ce sujet en démographie, même si peu d'entre eux définissent ce qu'ils entendent par effet contextuel ou communautaire. C'est la définition que nous adopterons également. Une telle définition permet de considérer que les effets de facteurs contextuels peuvent être indirects, et opérer par l'intermédiaire de variables individuelles. Elle ne conduit toutefois pas à considérer que dès qu'il y a hétérogénéité contextuelle des comportements il y a des effets contextuels. En bref, il faut qu'il y ait une influence d'une ou plusieurs propriétés du contexte sur les comportements.

Achen et Shively par exemple considèrent que :

A [...] meaningful definition of contextual effects, and the standard one in the literature, requires that group properties actually influence behavior in some social domain (Achen et Shively, 1995, pp. 219-220).

Casterline, bien qu'il ne propose pas de définition en tant que telle, est suffisamment explicite pour indiquer que selon lui, les effets communautaires correspondent aux influences de caractéristiques contextuelles sur les comportements individuels, y compris de manière indirecte ou en interaction avec d'autres variables :

Community characteristics may impinge on individual demographic behaviour indirectly through individual socio-economic characteristics or by modifying individual relationships. [...] Thus many community effects are expressed through individual and household characteristics (Casterline, 1985b, p. 67).

Cette approche qui consiste à considérer qu'il y a un effet contextuel lorsqu'une propriété du contexte influence les comportements individuels est également retenue par exemple par Bilsborrow et Guilkey (1987) et Billy et al. (1989). Nous précisons ci-dessous les distinctions généralement faites entre effets directs, les effets indirects et les effets d'interaction.

### **Effets directs, indirects et d'interaction**

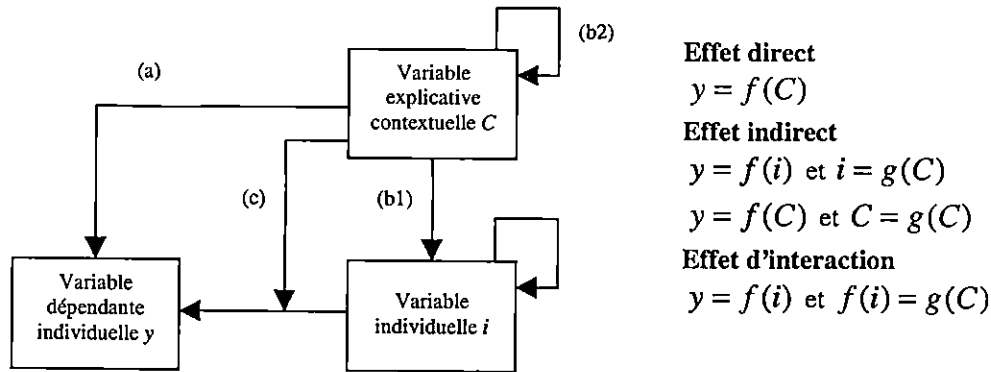
Une distinction souvent opérée dans la littérature sur les effets contextuels est celle entre effets directs, effets indirects et effets d'interaction (Billy et al., 1989 ; Casterline,

<sup>9</sup> De la même manière que nous utiliserons fréquemment les termes de contexte et communauté de manière interchangeable, les termes d'effet contextuel et effet communautaire seront utilisés indifféremment.



1981). Le schéma ci-dessous illustre ces différents effets. Nous y reprenons également des équations simplifiées décrivant les relations entre les variables.

Figure 1-1 : Représentation schématique des influences des variables contextuelles sur les comportements individuels.



Par effet direct (a), on entend l'influence d'un facteur contextuel sur le comportement étudié sans que celle-ci ne soit médiatisée par un autre facteur individuel ou contextuel. Il peut s'agir par exemple de l'influence de la disponibilité de contraceptifs dans un village sur l'utilisation de la contraception. Dans un modèle de régression linéaire, cela revient à considérer qu'en moyenne, elle a le même effet (absolu) sur tous les individus. On considère en outre que son influence n'est pas médiatisée par d'autres variables. Bien que ce type d'effet soit le plus fréquent dans les analyses statistiques, cette seconde hypothèse est, d'un point de vue conceptuel, peu réaliste (Blalock, 1985). En fait, on peut considérer à la limite qu'il n'existe aucun effet contextuel direct, dans la mesure où toute influence contextuelle passe par des perceptions, motivations,... C'est par exemple la position de Blalock (1985, p. 195), qui considère que "tous les effets contextuels doivent opérer à travers une ou plusieurs de ces variables subjectives".

La conceptualisation des influences contextuelles sous forme d'effets indirects est donc souvent plus réaliste même s'ils sont plus difficiles à prendre en compte dans les analyses empiriques. On peut distinguer différents types d'effets indirects. Une première distinction peut être faite selon que l'influence contextuelle sur le comportement individuel est médiatisée par une (ou plusieurs) variable individuelle (b1) ou une variable contextuelle (b2). Les effets indirects par l'intermédiaire de variables individuelles ont été nettement plus souvent discutés dans la littérature sur les effets contextuels, et plusieurs catégories de variables individuelles intermédiaires peuvent aussi être distinguées :

- (1) Des variables dites "psychologiques" telles que les perceptions, intentions, motivations... On vient de le souligner, la plupart si pas toutes les influences de variables contextuelles passent par ce type de variables. Par exemple, la disponibilité de la contraception au niveau contextuel influencerait la pratique contraceptive (et la fécondité) par la perception des coûts de la régulation de la fécondité (Hermalin, 1983), l'influence de la mortalité contextuelle influencerait la fécondité par l'inter-

médiaire de la perception des risques de décès des enfants et la motivation pour le contrôle de la fécondité. Ces variables sont en pratique souvent ignorées dans les travaux empiriques, par manque de données ou du fait des difficultés statistiques qu'elles entraînent<sup>10</sup>.

- (2) Les variables intermédiaires de la fécondité que sont l'âge au mariage, la contraception, l'allaitement, ... Le principe même des variables intermédiaires de la fécondité est que "tout facteur qui influence le niveau de fécondité doit opérer [à travers une ou plusieurs d'entre elles]" (Davis et Blake, 1956, p. 206). Les influences contextuelles sur la fécondité générale passent donc par ces variables intermédiaires, et les effets sur ces variables peuvent aller dans des sens opposés et atténuer l'effet total sur la fécondité. Il est donc utile de distinguer les variables intermédiaires dans la recherche d'effets contextuels sur la fécondité, par exemple en s'intéressant à différentes variables intermédiaires de la fécondité comme variables dépendantes.
- (3) Des variables socio-économiques individuelles (instruction, type d'emploi, niveau de vie...). Les facteurs contextuels influencent ici la distribution de variables explicatives individuelles au sein des contextes (Casterline, 1981). Par exemple, la présence d'une école dans un village peut influencer la scolarisation des femmes dans ce village et indirectement la fécondité. Contrairement aux variables intermédiaires ou aux variables psychologiques, qui ne sont généralement pas prises en compte comme variables explicatives dans les modèles statistiques, les variables socio-économiques le sont. La prise en compte des variables contextuelles et individuelles dans un même modèle risque donc de conduire à l'absence d'effet contextuel lorsque celui-ci est indirect. Une question souvent considérée comme essentielle est toutefois de déterminer s'il y a un effet du contexte au-delà de son effet "sur la distribution des caractéristiques individuelles associées à la fécondité" (Smith, 1989, p. 181). C'est la question que se posent Hirschman et Guest (1990, p. 373) par exemple lorsqu'ils cherchent à évaluer si "l'effet des régions modernes [sur la fécondité] est juste la somme des effets [individuels] des personnes modernes dans ces régions". Nous reviendrons sur ce point dans le deuxième chapitre.

Enfin, un facteur contextuel peut également influencer la fécondité de manière indirecte à travers une ou plusieurs autres variables contextuelles (b2), plus proches dans la chaîne causale du comportement à expliquer. Un exemple de ce type d'effet indirect est l'influence de l'électrification d'un village sur l'implantation de services de santé, les services de santé pouvant influencer la mortalité des enfants, susceptible elle-même d'influencer la fécondité (Harbison et Robinson, 1985). Comme nous le verrons, une bonne partie des effets contextuels discutés dans la littérature démographique sont en réalité des effets de ce type. Les caractéristiques contextuelles peuvent avoir des influences largement indirectes, à travers une multitude de "chemins", et dans des sens parfois opposés.

---

<sup>10</sup> Des variables comme les intentions en matière de fécondité sont toutefois fréquemment considérées comme variables dépendantes. Certains travaux récents incluent par ailleurs ces variables intermédiaires dans l'explication des comportements de fécondité avec des méthodes multi-équations (DeGraff et al., 1997).

Les effets contextuels d'interaction découlent du fait que l'effet d'une caractéristique contextuelle sur le comportement individuel dépend d'une autre caractéristique (individuelle ou contextuelle). On parlera généralement d'influences conditionnelles. Par exemple, l'impact de la présence de services de planification familiale sur la pratique contraceptive peut varier selon le niveau d'instruction de la femme, selon le désir de limiter la fécondité, etc. L'effet du niveau de vie moyen d'un contexte sur la fécondité peut varier selon le niveau de vie individuel. L'influence d'une caractéristique contextuelle peut également dépendre d'autres caractéristiques contextuelles. Ainsi, la relation entre le manque d'emploi et l'âge au mariage pourra dépendre du système de résidence (néolocal, patrilocal,...). De multiples exemples d'effets interactifs existent et, avec les effets indirects, ils constituent d'un point de vue théorique la règle plutôt que l'exception. Ils restent toutefois relativement peu intégrés dans les travaux empiriques comme nous le verrons dans la suite de ce chapitre. La multicollinéarité (discutée dans le deuxième chapitre) est certainement un handicap dans la mise en évidence de tels effets, et nous n'y échapperons pas dans les analyses empiriques.

### Les mécanismes

On vient de voir que les influences contextuelles peuvent être directes, indirectes ou conditionnelles (interactives). Quels sont les mécanismes qui permettent de rendre compte de l'existence de tels effets ? En d'autres termes, comment le contexte influence-t-il les comportements des individus ? D'une manière générale, les mécanismes sont variés : certains reposent sur l'existence de normes et le contrôle social dans le contexte local, d'autres sur des effets de diffusion, d'autres encore passent par l'intermédiaire de l'accessibilité de méthodes contraceptives au niveau local, c'est-à-dire des contraintes sur le contrôle de la fécondité, etc.

Une distinction assez générale peut être faite entre les influences contextuelles qui reposent sur la présence des "autres" et nécessitent des interactions sociales, et celles qui ne reposent pas en tant que tel sur cette présence des autres et traduisent le "destin commun" des individus d'un même contexte (Bressoux et al., 1997, p. 70). Les premières proviennent d'une "influence mutuelle entre pairs" (Bressoux et al., 1997, p. 70) et reposent essentiellement sur le principe selon lequel un individu est influencé par ce que "les autres" attendent de lui, par ce qu'il voit faire "ces autres" dans son environnement proche ou par ce qu'il apprend d'eux. Le "destin commun" fait par contre référence à des structures d'opportunité (Billy et al., 1989, p. 3-7), c'est-à-dire un ensemble de contraintes, d'opportunités, de services, d'infrastructures... susceptibles d'influencer les comportements.

On peut davantage préciser certains mécanismes. Par exemple, dans les influences contextuelles reposant sur des interactions sociales, on peut notamment distinguer des influences normatives, des influences par "contagion" et des influences comparatives.

- (1) Les influences normatives reposent comme leur nom l'indique sur l'existence de normes sociales, c'est-à-dire de règles qui définissent les limites des comportements permis ou valorisés. Le rôle des "autres" opère ici par la socialisation et le contrôle

social, qui nécessitent des interactions sociales et se réalisent dans une large mesure au niveau local (Hank, 2001 ; Mason, 1983).

- (2) Les influences par contagion font référence à des phénomènes de diffusion basés sur des interactions sociales<sup>11</sup>. Les comportements des individus sont ici influencés par les autres de différentes manières : par des flux d'informations de personne à personne sur de nouvelles idées et comportements, par des effets de démonstration où les conséquences de certains comportements peuvent être directement observées ou encore par des changements des normes influencées par les comportements du groupe (Rosero-Bixby et Casterline, 1993).
- (3) Les influences comparatives reposent sur le principe selon lequel les individus définissent leurs comportements par rapport à un groupe de référence (Van den Eeden et Hüttner, 1982). Alors que dans les influences normatives les comportements individuels sont essentiellement une adaptation (relativement passive) aux normes, les processus comparatifs mettent davantage l'accent sur les décisions des acteurs. Freedman (1974) suggère par exemple que, pour les pauvres, le fait de se trouver dans un contexte dans lequel une part significative de la population vit dans de meilleures conditions influence les perceptions du potentiel de mobilité sociale de leurs enfants, ce qui peut les conduire à investir davantage dans leurs enfants et à réduire leur fécondité.

Les structures d'opportunité font essentiellement référence à des influences "matérielles" ou à des effets de la structure démographique. Billy et al. (1989) distinguent par exemple trois composantes :

- (1) Les opportunités et contraintes économiques liées à la fécondité et ses variables intermédiaires. Par exemple, l'effet des caractéristiques du marché du travail sur les coûts d'opportunité du travail des femmes, le rôle du marché de biens de consommation sur les coûts des enfants,...
- (2) La disponibilité des services et infrastructures susceptibles d'avoir un impact sur la fécondité. Cette catégorie concerne notamment l'influence des services de planification familiale et des services de santé sur les comportements de fécondité, de la présence de routes, de l'électrification,...
- (3) La structure démographique locale, telle que la structure par sexe, par ethnie, par niveau d'instruction,... Un exemple est l'influence de la structure démographique locale sur l'âge au mariage (et la fécondité).

Les mécanismes par lesquels les variables contextuelles sont susceptibles d'influencer la fécondité sont donc variés, et une variable contextuelle peut influencer la fécondité par plusieurs de ces mécanismes. Soulignons également que ces mécanismes ne font pas nécessairement référence à des effets contextuels "directs" (Billy et al., 1989). Il semble toutefois que les influences contextuelles par des interactions sociales correspondent davantage à des effets indirects par des perceptions, valeurs, connaissances... qu'à des effets sur les caractéristiques socio-économiques des individus. Cela se traduira dans des modèles statistiques par des effets directs étant donné que ces variables

intermédiaires ne sont généralement pas prises en compte. Par contre, les influences par des structures d'opportunité ont a priori aussi bien des effets indirects par des perceptions (par exemple en influençant la perception du coût de la contraception) que des effets indirects sur les variables socio-économiques (par exemple en influençant les niveaux d'instruction) ou encore des effets directs sur les comportements (par la disponibilité d'hommes sur le marché matrimonial dans l'influence de l'âge au mariage)

### 1.3 Les influences contextuelles sur la fécondité dans la littérature démographique

Dans cette partie, nous abordons de manière plus spécifique les influences contextuelles sur la fécondité discutées dans la littérature démographique. Nous commençons par une brève discussion de la place du contexte local dans les théories de fécondité, et passons ensuite aux influences contextuelles.

#### 1.3.1 Contexte local et théories de fécondité

Si l'on part du principe selon lequel le contexte local, en tant que lieu où sont vécues les contraintes sociales, économiques, sanitaires... et où se produisent la plupart des interactions sociales, est un aspect important de la vie des individus, on peut s'attendre à ce qu'il soit pris en compte de manière explicite dans les théories de fécondité. Qu'en est-il ? Les grands courants théoriques reconnaissent-ils une place particulière au contexte dans l'explication des comportements de fécondité ?

D'une manière générale, ce n'est que dans les approches plus récentes (approches diffusionnistes et approches institutionnelles) que le contexte local est exposé de manière explicite comme un élément important pour l'explication des comportements de fécondité. Il est rarement totalement ignoré dans les autres approches, dans le sens où la plupart reconnaissent que les comportements des individus dépendent dans une certaine mesure de leur environnement proche ; il apparaît toutefois souvent comme secondaire, l'individu ou le niveau macro (national) recevant davantage d'attention que le contexte local intermédiaire.

Cela dit, même si le rôle du contexte local est rarement discuté en tant que tel dans les grands courants théoriques, de nombreuses hypothèses testées dans la littérature trouvent leur origine dans divers de ces courants. Nous abordons ici une brève synthèse de quelques approches théoriques de la fécondité, en y soulignant la plus ou moins grande importance du contexte local. Nous ne reprenons ici que les courants qui l'ont explicitement pris en compte dans l'explication des comportements de fécondité ou qui sont à l'origine d'hypothèses importantes<sup>12</sup>.

---

<sup>11</sup> Par opposition aux effets de diffusion par la communication de masse.

<sup>12</sup> Pour des synthèses récentes sur les courants explicatifs de la fécondité, voir par exemple Burch (1997), de Bruijn (1997), Tabutin (2000), Van de Kaa (1996).

## **Théorie de la transition démographique et théorie des réponses multiples**

La théorie de la transition démographique (Landry, 1934 ; Notestein, 1945) n'y porte par exemple qu'une attention très limitée. Il s'agit avant tout d'une théorie au niveau macro, qui vise à expliquer des changements démographiques par des évolutions économiques et sociales globales. Selon cette théorie, le déclin de fécondité résulte de changements structurels (urbanisation, industrialisation, instruction), qui influencent la fécondité en modifiant les coûts et bénéfices économiques des enfants, en accroissant l'indépendance des femmes par rapport aux obligations du ménage ou encore à travers l'incompatibilité des nouveaux rôles économiques des femmes avec la maternité. La baisse de mortalité est également considérée comme essentielle, dans la mesure où la fécondité ne baisserait qu'après que les facteurs qui influencent la fécondité soient passés dans le "domaine du choix rationnel", c'est-à-dire après un changement profond dans les normes et croyances qui servent à maintenir une fécondité élevée dans une "société qui doit faire face à la forte mortalité d'une ère prémoderne" (Notestein, 1945, p. 39). Elle fait explicitement référence à l'individu, mais elle n'accorde pas par contre de place particulière au contexte local, si ce n'est de manière implicite par l'importance du contrôle social dans la phase pré-transitionnelle. La théorie des réponses multiples de Davis (1963) complexifie dans une certaine mesure la théorie de la transition, en considérant que la baisse de la fécondité est l'une des réponses possibles face à la croissance démographique, la migration en étant une autre. Elle n'a pas non plus réellement pris en compte le contexte local de manière explicite. La théorie de la transition et la théorie des réponses multiples serviront néanmoins de point de départ à plusieurs hypothèses relatives à des influences contextuelles sur la fécondité. Le rôle de la mortalité au niveau local ou encore le rôle du développement agricole et industriel local en sont des exemples (Entwistle et al., 1989).

## **Approches micro-économiques**

Les approches micro-économiques, contrairement aux approches précédentes, se concentrent essentiellement sur l'individu et le couple. L'idée à l'origine des approches micro-économiques, développée par Leibenstein (Leibenstein, 1957) dans les années 1950, est de considérer que les individus sont rationnels (y compris dans la période pré-transitionnelle) et que leur demande d'enfants est déterminée par une comparaison de leurs coûts et bénéfices. Même si l'approche est essentiellement individuelle, quelques auteurs de la mouvance micro-économique se sont intéressés de près aux déterminants contextuels de la fécondité (Bilsborrow et Guilkey, 1987 ; Turchi, 1984). Les hypothèses relatives aux influences du contexte local sur la fécondité sont par ailleurs assez fortement "imprégnées" des travaux micro-économiques. Celles-ci concernent essentiellement les influences du contexte économique sur les coûts et bénéfices des enfants. Les influences du marché des biens de consommation (disponibilité, prix), du marché du travail (opportunités et salaires), des institutions de crédit, etc... en sont quelques exemples. L'influence de la mortalité au niveau local a également été prise en compte de manière explicite par quelques auteurs (Schultz, 1969), de même que l'influence de la disponibilité de méthodes contraceptives.

## **Théorie de Caldwell**

La théorie de Caldwell s'intéresse au contexte des comportements démographiques sous un angle plus social, et prend en compte de manière plus explicite le rôle du contexte. Sans revenir sur les détails de cette théorie, l'idée essentielle est que dans une société pré-moderne les "flux de richesses" des enfants vers les parents<sup>13</sup> sont supérieurs aux flux allant des parents vers les enfants, ce qui favorise une fécondité élevée. Caldwell s'intéresse en particulier au moment où se produit l'inversion des flux de richesse conduisant à une faible fécondité. Cette inversion serait essentiellement "un phénomène social [...] pouvant être atteint seulement après que l'économie de la famille nucléaire ait été isolée de celle de la famille étendue" (Caldwell, 1982, p. 142). La nucléarisation émotionnelle<sup>14</sup> est dans cette théorie une pré-condition à la nucléarisation économique ; l'occidentalisation, par l'instruction de masse et les mass médias, en serait le moteur essentiel. Le contexte local intervient à plusieurs titres dans la théorie de Caldwell (Bulatao, 1984 ; Smith, 1989). Au niveau du contrôle social d'abord, Caldwell note l'importance de la communauté locale dans le maintien des obligations des enfants envers les parents, notamment par les commérages sur les familles dont les enfants désobéissent. La communauté locale serait "particulièrement motivée à agir dans ce sens, étant donné qu'une population importante signifie force et sécurité" (Bulatao, 1984, p. 271). Caldwell souligne aussi l'importance de l'étendue de l'instruction au niveau local (la proportion d'enfants instruits) comme élément de déstabilisation de la morale familiale, conduisant à une nucléarisation et à l'inversion des flux de richesses. Ainsi, il souligne que "quand seulement une fraction de la population a été à l'école, il reste des forces importantes qui maintiennent la morale familiale comme la morale de base de la société" (Caldwell, 1982, p. 329). L'idée est ici qu'il existe un effet de l'instruction dans la communauté au-delà de l'effet individuel, qui repose sur des interactions sociales.

## **Approches diffusionnistes**

Les approches diffusionnistes s'intéressent par contre de manière explicite au rôle du contexte local dans l'explication des comportements démographiques. L'idée essentielle de ces approches est que les comportements sont influencés par des interactions sociales, qui constituent la clé de voûte des processus de diffusion<sup>15</sup>. Selon ces approches, les changements de fécondité seraient plus influencés par la diffusion de nouveaux

---

<sup>13</sup> Il ne s'agit pas nécessairement de flux des enfants vers leurs parents, mais plus généralement de flux des jeunes vers les vieux de la communauté (Caldwell, 1982, p. 140).

<sup>14</sup> Une attention moins importante portée aux ancêtres et à la famille étendue, et plus d'attention portée aux enfants.

<sup>15</sup> Il peut s'agir d'interactions entre individus, de contacts avec les mass médias ou avec les programmes de planification familiale, etc.... (Retherford, 1983).

comportements, de normes, de valeurs et de technologies... que par un changement de statut socio-économique des individus (Reed et al., 1999)<sup>16</sup>.

Le contexte local intervient largement dans les approches diffusionnistes. Les caractéristiques internes des contextes (homogénéité, densité, présence de services de planification familiale,...), et leur intégration par rapport à l'environnement plus large (existence de voies de communication, importance des médias) sont ici essentiels. Bongaarts et Watkins (1996) développent par exemple l'idée selon laquelle, à l'intérieur des pays, la rapidité des changements de fécondité dépendrait de la diffusion des nouveaux comportements entre communautés locales, elle-même influencée par l'existence de canaux d'interactions entre communautés (routes, médias,...). A l'intérieur des communautés, les interactions sociales entre individus (favorisées par exemple par la plus ou moins grande homogénéité ethnique, sociale,...) interviendraient également pour expliquer la rapidité ou au contraire la lenteur des changements.

### Approches institutionnelles

C'est probablement dans les approches institutionnelles que le contexte local est le plus explicitement pris en compte (McNicoll, 1984 ; Potter, 1983 ; Smith, 1989). Les processus aux niveaux local, régional, national et international ont ici une place essentielle dans l'explication des comportements de fécondité, tout en reconnaissant l'importance des acteurs individuels. Dans les approches institutionnelles, les comportements (et les changements) de fécondité dépendent dans une large mesure des institutions<sup>17</sup> dont les sociétés ont hérité du passé. "Certaines combinaisons institutionnelles permettent une transition relativement aisée vers une faible fécondité si celle-ci est bénéfique. D'autres combinaisons entravent ou retardent ce processus" (McNicoll, 1994b, p. 17). Ces institutions incluent notamment les systèmes familiaux, les systèmes de genre, et, ce qui nous intéresse plus particulièrement ici, l'organisation sociale et politique locale.

Dans plusieurs articles, McNicoll s'est intéressé aux formes d'organisation sociale et politique locale facilitant ou freinant les changements de fécondité (McNicoll, 1980 ; McNicoll, 1984 ; McNicoll, 1994a). Des exemples sur la Chine, le Japon, l'Indonésie montrent comment celles-ci peuvent contribuer à l'explication des changements de fécondité. McNicoll a également à plusieurs reprises discuté de l'importance du contexte local dans la mise en place de politiques de population au niveau communautaire (McNicoll, 1975). D'autres auteurs de la mouvance institutionnelle, en travaillant sur la comparaison des contextes institutionnels de quelques villages, ont également clairement pris en compte (et montré) le rôle de caractéristiques du contexte local dans l'explication des comportements de fécondité (Cain, 1981 ; Cain, 1983).

<sup>16</sup> Différents degrés de « pureté » existent dans ces approches, certaines considérant les comportements comme pratiquement indépendants des conditions économiques (Cleland et Wilson, 1987), d'autres attribuant aux processus de diffusion un rôle complémentaire (voire de "lubrifiant") à celui des facteurs économiques (Bongaarts et Watkins, 1996).

<sup>17</sup> Définies par McNicoll (1994a, p. 201) comme des "grappes de règles comportementales qui gouvernent les actions et relations humaines dans des situations récurrentes".



## En résumé

Le contexte local reste dans l'ensemble relativement peu pris en compte de manière explicite dans les grands courants explicatifs de la fécondité, même si comme nous le verrons, ce ne sont pas les influences contextuelles potentielles qui manquent. Il y a néanmoins une tendance à une plus grande prise en compte du contexte local dans les courants les plus récents et les plus "en vogue" aujourd'hui, comme les approches diffusionnistes et les approches institutionnelles.

### 1.3.2 Revue de la littérature théorique et empirique

L'objectif est ici de passer en revue un ensemble d'hypothèses relatives aux influences de caractéristiques du contexte local sur la fécondité. La question générale abordée ici est de savoir quelles caractéristiques (variables) contextuelles peuvent influencer la fécondité, et de quelles façons. Cette synthèse est organisée en 5 grandes sections : l'économie locale, la démographie locale, l'environnement social, l'environnement physique et l'environnement sanitaire et de services de planification familiale<sup>18</sup>. Au sein de chacune de ces cinq sections, différentes influences de facteurs contextuels sur la fécondité et ses variables intermédiaires sont discutées d'abord d'un point de vue théorique, et les résultats empiriques d'analyses contextuelles de la fécondité sont ensuite examinés. Cette revue ne prétend pas être exhaustive, ce qui est difficilement réalisable compte tenu de l'extrême diversité des hypothèses proposées dans la littérature, mais elle couvre nous semble-t-il l'essentiel de la littérature sur ce sujet.

Cet exercice a plusieurs intérêts et limites. Un intérêt est de mettre en évidence la diversité des influences contextuelles possibles et, à l'inverse, la relative rareté des travaux empiriques sur le sujet. Un autre intérêt est d'illustrer, bien que de manière rapide, la nature indirecte et le sens a priori parfois variable des influences de plusieurs de ces caractéristiques contextuelles sur la fécondité. Les limites sont liées à la nature même de cet exercice : les différentes hypothèses discutées peuvent par moment ressembler à un "catalogue" d'influences contextuelles, sans beaucoup de liens entre elles. Un tel exercice ne permet pas non plus de discuter de situations particulières en détail. Les influences potentielles des caractéristiques du contexte local sont non seulement variées mais font généralement intervenir des particularités culturelles, sociales, économiques des sociétés dans lesquelles elles sont étudiées, qu'il n'est pas possible de couvrir ici.

Quant à la synthèse des résultats empiriques, soulignons qu'il est délicat de comparer les résultats de différents travaux, compte tenu non seulement des méthodes d'analyse différentes (certaines très simples, d'autres très complexes), mais surtout de la diversité des variables individuelles et contextuelles prises en compte. Certains travaux se concentrent sur deux ou trois variables, d'autres testent simultanément une trentaine de variables, dont la moitié sont des variables contextuelles.

---

<sup>18</sup> Des hypothèses présentées dans une section font bien entendu appel à des éléments discutés dans d'autres sections, ceci étant lié à la nature indirecte et contingente de nombreuses influences contextuelles.

## Un mot sur les travaux empiriques passés en revue

Les hypothèses théoriques que nous passons en revue proviennent essentiellement de la littérature démographique théorique et empirique. Les résultats discutés ici concernent quant à eux uniquement les analyses contextuelles des déterminants de la fécondité, c'est-à-dire les analyses statistiques visant à mesurer l'influence de variables contextuelles et individuelles sur les comportements individuels de fécondité. Il s'agit donc d'une catégorie particulière de travaux empiriques relatifs aux influences contextuelles. Certaines hypothèses théoriques ont en effet été étudiées par des approches qualitatives ou des analyses statistiques agrégées ; nous ne reprenons pas les résultats de ces travaux, si ce n'est occasionnellement à titre illustratif.

Seuls sont aussi repris ici les travaux qui considèrent comme unité contextuelle le contexte local (cluster, village). Bien que des travaux aient considéré les régions (Hirschman et Guest, 1990 ; Lesthaeghe et al., 1985), les pays (Mason et al., 1983) ou encore les ethnies (Benefo, 1995), le contexte local reste le niveau le plus fréquent dans les analyses contextuelles de la fécondité (Schoumaker, 1999), et il s'agit bien du niveau qui nous intéresse dans ce travail. Nous nous limitons également aux travaux relatifs à la fécondité (et ses variables intermédiaires) dans les pays du Sud. Ils constituent la majorité des recherches contextuelles sur la fécondité, même si l'on compte quelques travaux de ce type sur les Etats-Unis et l'Italie (Billy et al., 1989 ; Rivellini, 1997). Notons encore que les études relatives à la discontinuité contraceptive ne sont pas reprises dans cette synthèse, compte tenu de la nature quelque peu différente du problème abordé dans ces travaux.

## Principales caractéristiques des travaux

Le Tableau 1-1 reprend quelques caractéristiques des 38 travaux empiriques passés en revue, dans lesquels 80 relations sont testées<sup>19</sup>. Certains travaux s'intéressent à plusieurs variables dépendantes, plusieurs pays ou examinent plusieurs relations au sein d'un système d'équations structurales.

La variable dépendante la plus souvent prise en considération est la pratique contraceptive (moitié des cas). La fécondité (parité, naissances des cinq dernières années,...) n'est considérée comme variable dépendante que dans 30 % des cas, et il s'agit encore souvent de la parité (13 sur 25), avec les problèmes que cela pose pour l'analyse des effets contextuels<sup>20</sup>. Les variables intermédiaires autres que la contraception ont été très peu traitées<sup>21</sup>. Dans les travaux passés en revue, un seul s'intéresse à la durée d'insusceptibilité post-partum. Aucun ne traite des influences du contexte local sur l'âge au

<sup>19</sup> Un document de travail très récent de Kravdal (2001) n'est pas repris dans cette synthèse, étant donné qu'il n'est paru qu'au moment de la phase finale de rédaction de notre recherche. Il s'agit d'une étude sur l'effet individuel et contextuel de l'instruction sur la fécondité dans 22 pays d'Afrique sub-saharienne, utilisant des modèles biographiques multi-niveaux.

<sup>20</sup> Les naissances des femmes les plus âgées datent d'une période qui peut être lointaine et qui ne correspond généralement pas à la période pour laquelle les données contextuelles sont disponibles.

<sup>21</sup> Quelques rares travaux ont abordé la question des influences contextuelles sur l'abstinence, l'allaitement et l'âge au mariage mais ils ne sont pas repris ici étant donné qu'ils ne s'intéressent pas au contexte local mais à la région ou l'ethnie (Benefo, 1995 ; Lesthaeghe et al., 1985).

mariage, ce qui est étonnant compte tenu de l'importance de cette variable dans l'explication des niveaux et changements de fécondité<sup>22</sup>. *Il est clair que la préoccupation majeure dans le domaine reste la compréhension des comportements en matière de contraception.*

Tableau 1-1 : Quelques caractéristiques des travaux empiriques passés en revue.

Variable dépendante		Régions	
Pratique contraceptive	40	Afrique subsaharienne	29
Fécondité	25	Afrique du Nord	17
Intentions (fécondité et contraception)	14	Asie	19
Autres	1	Amérique latine	15
<i>Total</i>	<i>80</i>	<i>Total</i>	<i>80</i>
Source des données		Variables explicatives testées	
Enquêtes démographiques et de santé	45	Economie locale	81
Enquêtes mondiales de fécondité	5	Démographie locale	20
Enquêtes de prévalence contraceptive	7	Environnement social	61
Enquêtes Banque Mondiale	4	Environnement physique	10
Autres	19	Services de PF et de santé	155
<i>Total</i>	<i>80</i>	<i>Total</i>	<i>327</i>
Méthodes d'analyse		Interactions testées	
Régression (linéaire, logistique,...)	25	Oui	14
Méthodes multi-niveaux	6	Non	66
Méthodes multi-équations	2	<i>Total</i>	<i>80</i>
Méthodes multi-équations multi-niveaux	5		
Autres	1	Effets indirects pris en compte	
<i>Total</i>	<i>38</i>	Oui	33
		Non	47
		<i>Total</i>	<i>80</i>
Dates de publication		Approche dynamique	
Avant 1990	10	Oui	7
1991 à 1995	11	Non	73
1996 à 2000	17	<i>Total</i>	<i>80</i>
<i>Total</i>	<i>38</i>		

Note : Les totaux du tableau ci-dessus font référence soit aux 38 études, soit aux 80 relations, soit encore aux 327 variables explicatives.

Parallèlement à cet intérêt pour la pratique contraceptive comme variable dépendante, les variables explicatives contextuelles testées concernent dans près de la moitié des cas l'accessibilité et la qualité des services de santé et de planification familiale. Il s'agit de variables particulièrement intéressantes d'un point de vue politique, et il n'est donc pas étonnant de les retrouver au premier rang des variables explicatives. Par ailleurs, elles sont basées sur des données souvent disponibles, et ont une interprétation a priori relativement directe (Bilsborrow et Guilkey, 1987 ; Entwisle et al., 1996), même si plu-

<sup>22</sup> On note par contre quelques études dans les pays développés (Lloyd et South, 1996).

sieurs problèmes peuvent compliquer l'interprétation des résultats. Les variables relatives à l'économie locale viennent au deuxième rang des variables testées (environ un quart des variables). Il s'agit notamment des variables relatives au développement agricole, au marché du travail, à la présence d'infrastructures,... Celles relatives aux normes, institutions et développement social sont moins bien représentées, et l'instruction moyenne du contexte constitue une bonne partie du total. De manière assez étonnante aussi, les variables relatives à la démographie locale sont très peu prises en compte. L'environnement physique est marginal dans ces recherches.

En ce qui concerne les méthodes d'analyse, les méthodes de régression "classiques" (linéaire, logistique, analyse biographique) restent les plus fréquentes (25 travaux sur 38). Les méthodes multi-niveaux sont encore assez rares : 6 travaux utilisent des modèles multi-niveaux, et 5 utilisent des méthodes multi-équations multi-niveaux<sup>23</sup>. Les approches sont également statiques dans la plupart des cas (73 relations sur 80). Elles mettent en relation les caractéristiques du contexte local au moment de l'enquête avec les comportements au moment de l'enquête. Dans certains cas, les caractéristiques du contexte local à l'enquête sont mises en relation avec les comportements passés (parité, DRAT), ce qui pose des problèmes d'interprétation. Seuls quelques auteurs utilisent des données contextuelles rétrospectives, généralement mesurées au moment du mariage de la femme, pour expliquer la parité de la femme (DeGraff et al., 1997).

Les travaux qui adoptent une approche dynamique, c'est-à-dire intégrant la dimension temporelle, n'exploitent par ailleurs que très peu cette caractéristique. En particulier, ils n'incluent généralement pas de variables contextuelles qui changent au cours du temps ; l'approche dynamique adoptée (généralement une analyse biographique) tient plus souvent à la nature de la variable dépendante (données tronquées) qu'à un réel intérêt pour l'analyse de changements. Deux exceptions sont à souligner : l'application de modèles à effets fixes par Hotchkiss et al. (1999) pour l'évaluation de l'impact des services de planification familiale au Maroc, et le travail d'Angeles et al. (1998) sur la fécondité en Tanzanie, qui intègre dans une approche longitudinale la présence de services de planification familiale au cours d'une période de vingt ans. Ces deux travaux portent sur l'évaluation de l'impact des services de planification familiale.

Les études passées en revue se basent essentiellement sur les données des grands programmes internationaux d'enquêtes démographiques. Sur les 80 relations, 45 sont basées sur les données individuelles d'enquêtes démographiques et de santé (EDS), et 16 sur les enquêtes mondiales de fécondité (EMF), les enquêtes de prévalence contraceptive ou les enquêtes de la Banque Mondiale. Les données contextuelles proviennent aussi le plus souvent des questionnaires communautaires des enquêtes EDS et EMF, malheureusement relativement pauvres en informations sur l'environnement économique et social local. Quelques travaux, peu nombreux, incluent des données issues d'autres sources (recensements, enquête communautaire complémentaire, analyse situationnelle des services de planification familiale). Pour la couverture géographique de ces travaux, l'Afrique subsaharienne (essentiellement anglophone : Zimbabwe,

<sup>23</sup> Ces méthodes sont détaillées dans le deuxième chapitre.

Kenya, Tanzanie) vient en tête, suivie de l'Asie, de l'Afrique du Nord (essentiellement le Maroc et l'Égypte) et de l'Amérique latine<sup>24</sup>.

Des effets indirects sont assez fréquemment pris en compte. Deux approches sont utilisées. Une première approche simple pour tenir compte d'effets indirects consiste à introduire en premier lieu les variables contextuelles dans les modèles et observer l'évolution de leurs coefficients après la prise en compte de caractéristiques individuelles (Entwistle et al., 1989). Nous y reviendrons dans le deuxième chapitre. Une autre, plus sophistiquée, repose sur des méthodes multi-équations, sur lesquelles nous reviendrons également brièvement. Au total, une trentaine de relations tiennent compte du caractère potentiellement indirect des influences contextuelles. En revanche, les interactions entre variables individuelles et contextuelles sont nettement moins souvent prises en considération (moins de 20 % des relations). Parmi elles, deux sont relativement fréquentes : l'interaction entre l'instruction individuelle et l'instruction contextuelle, et celle entre la motivation pour l'utilisation de la contraception et la disponibilité de services de planification familiale.

Le nombre de travaux intégrant variables individuelles et contextuelles reste finalement relativement peu important. Leur nombre s'est essentiellement accru ces dernières années (17 des 38 travaux sont postérieurs à 1995), mais cela représente encore peu de choses dans la masse des travaux sur les déterminants de la fécondité dans les pays du Sud<sup>25</sup>. Passons à la discussion des hypothèses théoriques et des résultats des analyses contextuelles<sup>26</sup>.

### **L'économie locale**

Les influences de l'économie locale sur les comportements en matière de fécondité forment un vaste champ d'étude. Les hypothèses trouvent leur origine essentiellement dans les théories micro-économiques de la fécondité et dans la théorie de la transition démographique.

### **L'agriculture locale et l'industrie locale**

Divers aspects relatifs à l'agriculture locale sont susceptibles d'être liés aux comportements démographiques. La prédominance de terres collectives ou de terres privées, la mécanisation et l'irrigation de l'agriculture, le type de cultures dominant,... en sont quelques exemples (Casterline, 1987).

Un élément qui a été discuté par plusieurs auteurs concerne la relation entre le système foncier et la fécondité (Boserup, 1985 ; Boserup, 1988 ; Filmer et Pritchett, 1996). Selon Boserup (1985), la fécondité élevée serait favorisée dans les systèmes de terres

<sup>24</sup> Des revues antérieures indiquaient une plus faible couverture de l'Afrique, et une plus grande pour l'Asie, reflétant la couverture peu importante de l'Afrique par l'Enquête Mondiale de Fécondité.

<sup>25</sup> Cette synthèse couvre une bonne partie des travaux des vingt dernières années. Des travaux plus anciens et/ou non publiés sont repris dans des synthèses antérieures (Bilsborrow et Guilkey, 1987 ; Casterline, 1985b ; Tsui et al., 1981).

<sup>26</sup> Dans chaque section, les hypothèses théoriques sont d'abord discutés et les résultats empiriques sont ensuite repris en caractère plus petit.

collectives. Cela tient d'une part au fait que les terres sont généralement partagées en fonction de la taille de la famille, et que les coûts de la fécondité ne sont pas totalement assumés par la famille dans un tel système (Filmer et Pritchett, 1996)<sup>27</sup>. Dans un système de propriétés privées, la fécondité serait influencée à la baisse ou à la hausse en fonction de divers éléments, dont la densité de population et la répartition des terres.

D'une manière générale, la mécanisation de l'agriculture et l'irrigation auraient pour effet de réduire les bénéfices du travail des enfants, et donc la demande d'enfants (Casterline, 1987). Le type de culture peut également être associé à la fécondité, notamment en fonction de la main d'œuvre nécessaire. Entwisle et al. (1989) discutent cette question dans le cas de l'Egypte rurale, notant que dans les villages où les cultures "non-conventionnelles" dominent<sup>28</sup>, les opportunités de salaire pour les enfants seront moins importantes et la demande d'enfants devrait être moins élevée.

L'influence sur la fécondité du développement industriel est un élément important de la théorie de la transition démographique. Le développement de l'industrie locale aurait comme effet de réduire l'importance de la valeur du travail de l'enfant (réduction du travail agricole), d'augmenter son coût d'opportunité (travail des mères), et d'augmenter son coût direct<sup>29</sup>, favorisant la baisse de fécondité (Casterline, 1987). La présence d'industries peut également favoriser le travail des jeunes femmes, retarder leur âge au mariage, et donc réduire leur fécondité. L'effet sur la fécondité peut toutefois être opposé, notamment lorsque le travail des enfants est favorisé dans l'industrie.

Parmi les travaux passés en revue, seules des variables relatives au développement agricole et au type de production agricole ont été testées. La présence d'un système d'irrigation influence à la baisse la parité aux Philippines rurales dans les années 1980, ce que les auteurs interprètent comme le résultat d'une diminution des bénéfices potentiels du travail des enfants (DeGraff et al., 1997). Cette variable n'a pas d'effet sur l'utilisation de la contraception au Bangladesh rural au début des années 1970 (Alauddin, 1985). Casterline met en évidence un effet positif de la modernisation de l'agriculture sur la pratique contraceptive en Egypte au début des années 1980 (Casterline, 1985c), mais pas d'effet sur le désir d'enfants supplémentaires. Une variable similaire (tracteurs/superficie), également en Egypte rurale, n'a pas de relation avec la pratique contraceptive (Entwisle et al., 1989). La proportion d'hommes employés dans l'agriculture y est par contre liée à l'utilisation et à l'intention d'utilisation de la contraception.

Entwisle et al. (1996) trouvent un effet significatif de la productivité agricole (riz) sur la pratique et le choix de la méthode contraceptive en Thaïlande dans les années 1980. Les villages dans lesquels la productivité est élevée semblent favoriser l'utilisation de la contraception, en particulier le stérilet. Une interprétation est que dans ces villages, la demande de main-

<sup>27</sup> Grar (1970) évoque par exemple, à propos du mode de partage des terres collectives dans la plaine de la Chaouia au Maroc dans les années 1960, que les terres sont périodiquement partagées entre hommes (tous les dix ou vingt ans), en fonction du nombre d'adultes ou du nombre de chefs de foyer. Ceci, selon lui, empêcherait une baisse de la fécondité.

<sup>28</sup> Les cultures non conventionnelles (cane à sucre, fruits, légumes) sont définies par opposition aux cultures telles que le riz, le blé, le coton,... dont les prix sont fixés par l'Etat.

<sup>29</sup> Notamment par l'intermédiaire de l'investissement dans l'instruction des enfants pour augmenter leurs chances de succès dans le secteur non-agricole.

d'œuvre est réduite<sup>30</sup>. Le fait de produire du jute dans le village aurait par contre un effet dépressif sur la pratique contraceptive, la demande de main-d'œuvre étant élevée pour cette production (Entwisle et al., 1996).

### *Le marché du travail*

Les influences du marché du travail sur la fécondité sont fréquemment citées dans la littérature, mais rarement prises en compte dans les analyses contextuelles. Les hypothèses concernent essentiellement le travail des femmes et des enfants, et dans une moindre mesure celui des hommes. Les influences potentielles opèrent pour l'essentiel à travers la demande d'enfants et l'âge au mariage.

### *Le marché du travail des femmes*

Le rôle du marché du travail féminin dans la détermination du coût des enfants est une hypothèse ancienne dans la littérature sur la fécondité (Leibenstein, 1957 ; Notestein, 1945 ). Selon la théorie micro-économique, le coût des enfants est composé de coûts directs et d'opportunité. Le coût d'opportunité est défini comme le revenu "perdu" par une mère du fait qu'elle s'occupe de son enfant plutôt que de travailler. Il est généralement considéré comme d'autant plus élevé que la femme est instruite et qu'elle se trouve "dans un environnement où les femmes peuvent gagner un revenu plus important (par unité de temps)" (Schultz, 1969, p. 155). Ce coût d'opportunité dépend donc à la fois de caractéristiques de la femme, tel son niveau d'instruction, et des caractéristiques du marché du travail, parmi lesquelles on distingue : (1) la possibilité pour les femmes de travailler, qui dépend notamment de l'offre d'emplois et de la ségrégation sexuelle du marché du travail (Cain et al., 1979 ; Potter, 1983), et (2) les niveaux des salaires offerts à celles qui travaillent, les coûts d'opportunité étant d'autant plus élevés que les salaires le sont.

D'autres caractéristiques de l'organisation sociale peuvent interagir avec ce marché dans la détermination du coût d'opportunité, par exemple lorsque la garde des enfants n'incombe pas à la mère (Simmons, 1985) ou lorsqu'existe la possibilité de faire garder les enfants par la famille élargie (Potter, 1983). L'influence du marché du travail sur la fécondité n'est donc pas nécessairement applicable telle quelle aux pays en développement (Oppong, 1983). Le marché du travail n'influence pas non plus la fécondité uniquement par l'intermédiaire des coûts d'opportunité ; une plus grande indépendance économique et sociale des femmes qui travaillent est également susceptible de réduire la demande d'enfants.

Le marché du travail, outre son influence sur la demande d'enfants, peut aussi influencer la fécondité par l'âge au mariage. Comme pour la fécondité, le mariage s'accompagne d'un coût d'opportunité plus élevé dans les contextes où les possibilités d'emploi et les salaires sont importants (Smith, 1983). Le travail serait également pour les femmes

---

<sup>30</sup> Une autre interprétation est basée sur l'idée selon laquelle l'adoption de la contraception est corrélée à l'adoption de méthodes modernes agricoles (Entwisle et al., 1996).

une alternative au mariage précoce en réduisant leur dépendance économique et sociale<sup>31</sup>.

### *Le marché du travail des hommes*

Le marché masculin a également des influences potentielles sur les comportements de fécondité mais elles sont plus rarement discutées. Le niveau des salaires des hommes a été considéré par plusieurs auteurs comme reflétant "les opportunités de revenu pour la famille qui ne sont pas incompatibles avec le fait d'avoir des enfants" (Degraff et al., 1997, p. 391), favorisant la demande d'enfants.

L'absence d'emploi permettant d'absorber la main-d'œuvre locale peut aussi favoriser l'émigration masculine, avec un impact sur la fécondité par l'intermédiaire de l'âge au mariage (distorsion du marché matrimonial), de la séparation des époux,... Nous reviendrons brièvement sur ces éléments dans la discussion sur la démographie locale. Par ailleurs, lorsque le mariage requiert l'indépendance économique et résidentielle, l'âge au mariage des hommes (et indirectement celui des femmes) risque d'être plus élevé dans les contextes où les emplois sont rares (Chowdhury et Trovato, 1994 ; Smith, 1983).

Enfin, l'effet sur la fécondité de l'instabilité du marché du travail (en termes d'emplois et de salaires) a également été abordé dans la littérature démographique. Dans un marché incertain, la fécondité élevée serait favorisée afin d'augmenter le nombre d'actifs potentiels et de diluer les risques d'une diminution des revenus (Cain et Mozumder, 1981). Certains éléments susceptibles de réduire les fluctuations des salaires et de favoriser une certaine stabilité d'emploi, comme la présence de syndicats ou de coopératives, diminueraient par contre l'importance de la fécondité comme source de sécurité.

### *Le marché du travail des enfants*

L'existence d'un marché du travail pour les enfants, les salaires potentiels, et la ségrégation de ce marché selon le sexe sont aussi des éléments susceptibles d'influencer la fécondité par l'intermédiaire des bénéfices que les parents peuvent en retirer.

On peut distinguer ces bénéfices du travail des enfants selon qu'il s'agit de travail au sein de la famille (en particulier agricole en milieu rural) ou de travail salarié. L'importance du travail agricole comme facteur favorisant la fécondité dépend de la capacité de la famille à bénéficier de ce travail. L'accès à la terre et le type de propriété des terres sont deux éléments qui affecteraient la capacité des familles à bénéficier d'une fécondité élevée. En revanche, pour les populations urbaines et les populations sans terre, "les contributions que les enfants peuvent apporter au revenu du ménage dépendent largement des salaires (et des emplois) qu'ils obtiennent" (Cain et Mozumder, 1981, p. 248).

La fécondité serait aussi influencée par la ségrégation sexuelle du marché du travail des enfants. Deux effets contraires sont possibles (Cain et Mozumder, 1981). Dans l'hypo-

<sup>31</sup> Le retard de l'âge au mariage peut également être lié au fait que les parents retirent un bénéfice du travail de leurs filles, et cherchent à les garder auprès d'eux plus longtemps (Jejeebhoy, 1998).



thèse où la demande d'enfants est élastique par rapport aux bénéfices qu'ils produisent, la ségrégation sexuelle aurait pour conséquence de limiter la demande d'enfants. A l'inverse, si les parents requièrent un minimum fixe de rentrées économiques de leurs enfants, la ségrégation du marché du travail aurait tendance à favoriser une fécondité élevée.

Les variables relatives au marché du travail ont été très rarement prises en compte dans les analyses contextuelles de la fécondité, un fait déjà souligné dans une revue antérieure (Bilsborrow et Guilkey, 1987). A notre connaissance, seule une étude aux Philippines (DeGraff et al., 1997) cherche à mesurer l'influence des salaires des enfants, des femmes et des hommes sur la pratique contraceptive. Le salaire moyen des femmes est lié à une utilisation de la contraception plus élevée, ce qui selon ces auteurs reflèterait l'influence d'un coût d'opportunité plus important. Dans cette même étude, le salaire des enfants est la seule variable contextuelle significative dans l'explication du nombre d'enfants désirés, ce qui "supporte l'hypothèse selon laquelle des opportunités de gains plus élevés pour les enfants [...] affectent le désir d'enfants supplémentaires" (DeGraff et al., 1997, p. 393). Le salaire des hommes, lui, n'est pas significatif.

### ***Les marchés de consommation et de capitaux***

Selon les approches micro-économiques de la fécondité, les choix en matière de fécondité sont déterminés en maximisant l'utilité totale sous une contrainte de budget, le budget étant à répartir entre un nombre d'enfants d'une certaine "qualité" et des biens de consommation (Becker, 1991). La demande d'enfants dépend donc du revenu total et du coût relatif des enfants par rapport aux autres biens de consommation. Selon ce raisonnement, la demande d'enfants serait influencée par l'existence d'un marché des biens de consommation et par les prix des biens sur ce marché. Lorsque les prix des biens et services nécessaires aux enfants sont élevés, l'importance des coûts directs des enfants tendrait à favoriser une faible fécondité. C'est l'un des éléments qui expliquerait la plus faible fécondité en milieu urbain (Becker, 1991 ; Easterlin, 1978).

L'absence de marchés de capitaux ou de marché foncier a également été avancée comme un facteur favorisant une fécondité élevée (Birdsall, 1988). En l'absence de moyens d'accumulation autres que les enfants, une fécondité élevée serait une source de sécurité, notamment durant la vieillesse (Birdsall, 1988 ; Cain, 1983 ; National Research Council, 1993). L'existence de formes d'assurance alternatives, comme des institutions de crédit efficaces et, plus généralement, un système de sécurité sociale, diminuerait par contre l'importance des enfants comme source de sécurité.

De telles hypothèses sont pratiquement absentes de la littérature contextuelle empirique. Des variables comme la présence de commerces et de marchés ont été testées, mais restent rares. Benefo et Schultz (1996) trouvent une relation négative entre la distance au marché et la parité au Ghana, qu'ils n'observent par contre pas en Côte d'Ivoire et n'interprètent pas. Hong (1979), en Corée du Sud, indique un effet positif sur l'utilisation de la contraception d'un indice de centralité commerciale, mais sans l'interpréter non plus.

### ***La présence d'infrastructures et l'isolement spatial***

Les études concernant l'influence de l'existence de certaines infrastructures sur la fécondité ont une histoire déjà relativement ancienne. L'électrification et l'existence de routes sont les deux caractéristiques les plus fréquemment abordées.

Une synthèse de la littérature sur le rôle de l'électrification de communautés locales sur la fécondité dans les pays du Sud a été réalisée au milieu des années 1980 (Harbison et Robinson, 1985). Selon cette synthèse, les comportements de fécondité peuvent être influencés par l'électrification de plusieurs manières : elle conduit à la modernisation des systèmes de production (mécanisation de l'agriculture, de l'industrie,...) ; à l'amélioration du fonctionnement des services de santé, des écoles, etc... ; à l'accroissement du flux d'informations extérieures par la télévision ; à l'accroissement de la demande de biens de consommation ; à des changements des rôles au sein du ménage ; ... Les auteurs concluent qu'il s'agit "d'une variable de fond dont les effets sont diffus et fondamentaux" (Harbison et Robinson, 1985, p. 169). Ses effets sont donc largement indirects et favoriseraient globalement une plus faible fécondité, essentiellement en modifiant les coûts et bénéfices des enfants (Oberai, 1992).

L'influence des voies de communication sur la fécondité, en particulier des routes, a également été discutée dans quelques synthèses de littérature (Bilsborrow et Guilkey, 1987 ; Casterline, 1985b). Comme pour l'électrification, les influences sont dans une large mesure indirectes et s'inscrivent dans un processus de développement social et économique local. L'une des influences des voies de communication serait liée à des mécanismes de diffusion, en favorisant la diffusion d'informations sur la contraception et divers éléments susceptibles d'influencer la demande d'enfants (Bongaarts et Watkins, 1996). Le développement des communications peut aussi favoriser la transformation des systèmes de production, accroître les possibilités de mobilité sociale, réduire l'importance de l'insécurité physique, etc... et par ces intermédiaires réduire la demande d'enfants (Bilsborrow et Guilkey, 1987). En bref, "une quantité de changements peut être favorisée par ou dépendre en partie de l'expansion des réseaux de transport" (Casterline, 1985b, p. 71).

L'isolement spatial, mesuré notamment par la distance à la ville la plus proche, a également été discuté comme facteur influençant la fécondité. Ses effets seraient aussi largement indirects, et globalement similaires à ceux discutés dans le point ci-dessus sur les voies de communication (Casterline, 1985b).

Dans l'ensemble, peu de variables relatives aux infrastructures ont été prises en compte dans les analyses contextuelles de la fécondité. Au Bangladesh rural, Saha (1994, p. 10) indique un effet positif de la présence d'électricité sur la pratique contraceptive. Il interprète cette influence par la modification des "revenus, emplois et possibilités de consommation". DeGraff et al. (1997) trouvent un effet négatif de cette même variable sur la parité aux Philippines, et Hong (1979) aucun effet sur la parité en Corée du Sud dans les années 1970. Alauddin (1985) met en évidence un effet positif de la présence d'une route goudronnée sur la pratique contraceptive au Bangladesh rural dans les années 1970, sans davantage interpréter les résultats. Aucun effet n'est par contre observé aux Philippines sur le désir d'enfants supplémentaires

(DeGraff et al., 1997) et la durée des intervalles génésiques (Guilkey et al., 1988). Un effet de la distance à la ville sur la pratique contraceptive est mesuré au Bangladesh (Saha, 1994).

### *Niveau de vie et inégalités*

La relation entre le niveau de vie d'une communauté et la fécondité a rarement été abordée dans la littérature démographique<sup>32</sup>. Parmi les quelques auteurs ayant abordé la question, Freedman (1974) suggère que, pour les pauvres, le fait de se trouver dans une communauté dans laquelle une partie significative de la population vit dans de meilleures conditions influence les perceptions du potentiel de mobilité sociale de leurs enfants, ce qui peut les conduire à investir davantage dans leurs enfants et à réduire leur fécondité.

L'influence des inégalités économiques locales sur la fécondité a également reçu relativement peu d'attention de la part des démographes<sup>33</sup>. Quelques hypothèses ont cependant été émises. L'inégale répartition de la terre pourrait par exemple favoriser la fécondité. Lorsque la propriété de la terre est concentrée parmi quelques grands propriétaires, la fécondité des paysans sans terres peut être encouragée, soit par les propriétaires pour maintenir un "stock" de main d'œuvre bon marché, soit par les familles elles-mêmes pour maximiser leurs bénéfices (Wood, 1988). McNicoll (1975) note également que les inégalités économiques au sein des communautés vont à l'encontre d'un minimum de solidarité villageoise, nécessaire à l'existence d'une certaine "capacité d'autorégulation démographique". Les inégalités favoriseraient donc globalement une fécondité élevée.

Rarement traitées dans la littérature théorique, les variables de niveau de vie et d'inégalité sont quasiment absentes des travaux empiriques. Schoumaker et Tabutin (1999) testent l'influence du niveau de vie contextuel (en plus du niveau de vie individuel) sur la fécondité cumulée et la pratique contraceptive au Maroc rural ; les effets ne sont pas significatifs. Rosero-Bixby (1998) inclut, dans un modèle visant à expliquer l'adoption de la contraception au Costa Rica, la proportion de la population sous le seuil de pauvreté. L'effet de cette variable n'est pas non plus significatif. Des variables de développement économique ou d'urbanisation se révèlent parfois significatives. On note ainsi un effet positif d'un indice de développement économique sur la pratique contraceptive au Costa Rica (Hermalin et al., 1995), aux Philippines (Engracia, 1985) et au Pérou (Tienda, 1984). Des effets positifs également du caractère plus ou moins urbain des contextes locaux sur la pratique contraceptive sont mis en évidence au Maroc (Steele et al., 1999) et au Liberia (Parr, 1992).

### **La démographie locale**

Les comportements et dynamiques démographiques au niveau local sont susceptibles d'influencer la fécondité à travers divers mécanismes, que ce soit en altérant la structure par âge et sexe, en influençant les perceptions des risques de décès des enfants, par des phénomènes de "feedback endogène"<sup>34</sup>,... Malgré leur importance théorique, ces variables restent en fait peu prises en compte dans les études empiriques.

<sup>32</sup> Cela dit, de nombreuses caractéristiques telles que la présence d'électricité, de services publics, le marché du travail,... sont associées au niveau de vie et ont été plus largement discutées.

<sup>33</sup> Même à un niveau d'agrégation plus élevé (régions, pays), cette question reste peu traitée.

<sup>34</sup> Un cas particulier d'effet de diffusion.

## Mortalité

L'influence de la mortalité sur la fécondité a été reconnue très tôt dans les travaux des démographes ; ses effets ont été conceptualisés aussi bien au niveau micro (individuel, couple) qu'au niveau contextuel. Au niveau individuel, la mortalité peut influencer la fécondité par un effet de remplacement, qui consiste à "remplacer" un enfant décédé et qui résulte de l'interruption de l'allaitement (et, dans certains cas, de l'abstinence post-partum) consécutive au décès d'un enfant en bas âge ou de la volonté de remplacer un enfant décédé (Schultz, 1976). L'effet de remplacement est "individuel" dans le sens où c'est le décès d'un enfant d'une femme qui conduit à son remplacement.

L'effet d'assurance n'est ni strictement individuel ni strictement contextuel. Il est basé sur l'idée selon laquelle la perception du risque de décès des enfants dépend étroitement du niveau de mortalité dans le contexte plus ou moins immédiat des individus. La perception d'une mortalité élevée inciterait les parents à avoir beaucoup d'enfants pour s'assurer de la survie d'un minimum (Heer, 1983). Cette demande d'enfants s'inscrit elle-même dans un système où il n'existe pas d'alternatives pour la sécurité durant la vieillesse, et où les femmes sont en situation précaire. La perception des chances de survie des enfants peut être influencée par l'expérience "individuelle" de mortalité, que ce soit par les décès de ses propres enfants ou de membres de sa fratrie (Montgomery, 1998 ; Pebley, 1979 ). *Cette perception peut dépendre aussi du niveau de mortalité dans le contexte local* (Casterline, 1987 ; Freedman, 1974 ). Certains auteurs ont d'ailleurs montré un lien étroit entre la perception du niveau de mortalité par les individus et le niveau observé dans la communauté locale (Pebley et al., 1979)<sup>35</sup>.

La mortalité au niveau contextuel peut également influencer la fécondité par d'autres mécanismes. Par l'intermédiaire de normes visant à garantir la "survie" de la population, elle maintiendrait une demande d'enfants élevée. Il s'agit d'une idée-clé dans la théorie de la transition démographique<sup>36</sup> : la communauté met en place en quelque sorte des mécanismes pour faire face à cette forte mortalité du milieu. Selon la théorie micro-économique de la fécondité, une mortalité élevée dans la communauté découragerait aussi les parents à investir dans la qualité des enfants, le retour sur les investissements étant risqué (Schultz, 1976)<sup>37</sup>. En revanche, une réduction de mortalité rendrait les investissements dans la qualité (instruction, santé) des enfants plus attractifs, et rédui-

<sup>35</sup> Cette étude, par contre, ne montre pas de relation entre le niveau de la mortalité dans la communauté et le désir d'enfants supplémentaires.

<sup>36</sup> Selon Notestein (Notestein, 1945, p. 39), dans la phase pré-transitionnelle, les comportements sont essentiellement guidés par des institutions sociales, croyances, coutumes et attitudes qui servent à maintenir une fécondité élevée dans une « société qui doit faire face à la forte mortalité d'une ère prémoderne ».

<sup>37</sup> Etant donné que la majorité des décès des enfants se produit avant l'âge scolaire, les effets sont probablement en grande partie indirects, et plutôt liés à la forte morbidité qu'à la mortalité (Montgomery, 1999).

rait la demande d'enfants (Vimard et al., 1994)<sup>38</sup>. L'effet de la mortalité adulte sur les investissements dans l'instruction des enfants a également été discuté (Montgomery, 1999). Dans un environnement de forte mortalité, les perceptions par les parents de leurs propres risques de décès (influencés notamment par l'état sanitaire du contexte local) tendent à limiter l'investissement dans l'instruction pour deux raisons : une crainte que la scolarité de leurs enfants ne soit arrêtée, et le risque de ne pouvoir profiter des bénéfices liés à la scolarisation des enfants. En définitive, la mortalité contextuelle a *a priori* de multiples influences sur la fécondité.

Elle peut par ailleurs également influencer l'âge au mariage. Certains auteurs considèrent qu'une forte mortalité, par l'intermédiaire de normes pour une forte fécondité, favoriserait le mariage précoce (United Nations, 1988). Legrand et Barbieri (1998, p. 5) suggèrent également que la stratégie d'assurance, qui "consiste à accumuler un stock d'enfants en anticipation des décès futurs [...] peut aussi influencer le début et donc la durée de la vie reproductive d'une femme". D'autres effets de la mortalité au niveau communautaire sur l'âge au mariage sont discutés par ces auteurs : une baisse de la mortalité conduirait à une modification du marché matrimonial et à une augmentation de l'âge au mariage ; elle se traduirait aussi par une densité croissante de la population qui pourrait également influencer l'âge au mariage. Nous y revenons plus loin.

La mortalité au niveau local a été peu prise en compte dans les analyses contextuelles de la fécondité, ce qui est surprenant compte tenu de l'importance de cette variable d'un point de vue théorique et de l'existence d'une relation clairement établie au niveau agrégé (entre pays ou régions). Une raison probable est sans doute le problème de la disponibilité et de la qualité des données sur la mortalité au niveau du contexte local. Quelques études intégrant la mortalité au niveau contextuel montrent cependant des effets significatifs.

Au Maroc rural, la mortalité infanto-juvénile du village est fortement liée à la fécondité (DRAT) et à la pratique contraceptive (Schoumaker et Tabutin, 1999a). Rosero-Bixby (1998, p. 403), au Costa Rica, met également en évidence un effet de la mortalité contextuelle sur la pratique contraceptive, notant qu'une "mortalité infanto-juvénile supérieure à 125 ‰ peut être un sérieux obstacle à l'utilisation de la contraception". Il note toutefois qu'il ne s'agit pas d'un obstacle absolu et que dans les contextes où la mortalité est supérieure à 100 ‰, l'offre de services de planification familiale peut accroître de manière sensible la pratique contraceptive. Un effet négatif sur la pratique contraceptive est aussi mesuré en Egypte rurale (Rizk et al., 1982), et un effet négatif sur le désir de limiter la fécondité est observé en Colombie (Cochrane et Guilkey, 1991). Jayne et Guilkey (1998), mettent également en évidence un effet négatif de la mortalité contextuelle sur le désir de limiter la fécondité en Tunisie et en Colombie. Au total, l'effet de la mortalité est le plus souvent significatif. Aucun de ces travaux ne tient cependant compte de la mortalité au niveau individuel.

Un seul travail, à notre connaissance, a porté sur la relation entre la mortalité et l'âge au mariage (Legrand et Barbieri, 1998). Cette étude est basée sur les données de 21 pays d'Afrique subsaharienne et utilise des modèles multi-niveaux. Il n'est pas repris dans la synthèse des travaux étant donné que la communauté considérée par les auteurs n'est pas le contexte local.

<sup>38</sup> Une hypothèse qui y est apparentée est l'argument de la « résignation fataliste » (Nag, 1984). Selon cet argument, la résignation fataliste – le fait de penser que les événements sont largement en dehors du contrôle individuel – favoriserait une fécondité élevée. La réduction de la mortalité tendrait à rendre les parents moins fatalistes, leur permettant de réduire leur fécondité et d'investir davantage dans leurs enfants.

Il est toutefois intéressant de relever la relation très nette entre la mortalité et l'âge au mariage dans ce travail.

### **Densité de population**

L'idée selon laquelle la densité de population a une influence sur la fécondité est également ancienne. Ici encore, les influences potentielles sont variées. Deux catégories d'effets ressortent de la littérature : (1) un effet de la densité à travers les ressources (et particulièrement la terre<sup>39</sup>) à partager entre un nombre croissant d'individus (Merrick, 1978 ; National Research Council, 1993), et un effet par l'intermédiaire d'interactions sociales plus fréquentes dans des communautés denses.

L'influence de la densité par l'intermédiaire de la raréfaction des terres opèrerait par une augmentation de l'âge au mariage et par une diminution de la demande d'enfants. L'effet de la raréfaction des ressources sur l'âge au mariage est lié au fait qu'un homme, dans certains contextes, ne peut se marier que lorsqu'il a accès à des terres lui permettant d'avoir une indépendance économique (Vinovskis, 1984)<sup>40</sup>. La rareté croissante de la terre, en augmentant son coût, conduirait à un mariage plus tardif.

L'impact de la raréfaction des terres sur la demande d'enfants passe par plusieurs mécanismes. D'une part, une densité croissante s'accompagnerait d'un changement graduel de terres collectives vers des terres individuelles, et un système de terres individuelles (privées) serait plus souvent lié à une faible fécondité (Boserup, 1990, p. 49). La rareté des terres conduirait notamment à une augmentation des prix d'achat et de location de la terre, motivant les parents à réduire leur fécondité (Boserup, 1988 ; Merrick, 1978 ; National Research Council, 1993). Dans un système de multigéniture, les parents seraient aussi réticents à fragmenter leurs terres ou à ne pas en léguer suffisamment à leurs enfants, et anticiperaient ces problèmes par le contrôle de leur fécondité (Firebaugh, 1982). Une diminution des terres disponibles conduirait également à une baisse de la valeur du travail des enfants, diminuant ainsi la demande d'enfants. Filmer (1996) considère par contre que, dans un premier temps, l'influence de la densité croissante de la population sur la fécondité sera positive dans un système de terres collectives. Dans ce système, la dégradation de l'environnement qui peut résulter de cette densité croissante conduirait à maintenir ou augmenter la demande d'enfants<sup>41</sup>. Ce n'est que lorsque les terres deviennent privées, au-delà d'un certain seuil de densité, que la densité réduirait la demande d'enfant par l'internalisation des coûts<sup>42</sup>.

<sup>39</sup> Ce qui implique bien sûr une interprétation relative de la densité, tenant compte notamment de la qualité des terres et du climat.

<sup>40</sup> La disponibilité de logements, essentiellement en milieu urbain, peut être interprétée dans cette même optique.

<sup>41</sup> Voir également Dasgupta (2000).

<sup>42</sup> Vimard et al. (1994) notent aussi que la saturation foncière ne s'accompagne pas nécessairement d'une baisse de la demande d'enfants. Dans le contexte ivoirien, ils soulignent que dans un premier temps, la demande d'enfants a persisté malgré la saturation foncière, dans la mesure où des emplois salariés étaient disponibles en ville, et qu'une fécondité élevée augmentait les chances pour les parents de voir l'un de leurs enfants bénéficier d'un emploi salarié. La diminution de l'offre d'emplois a radicalement changé cet état des choses.

Quelques autres influences de la densité sur la fécondité ont été évoquées. L'une concerne la plus grande diffusion d'informations sur le contrôle de la fécondité dans une population dense (Billy et al., 1989) ; une autre considère que dans une population dispersée (peu dense), la recherche d'un conjoint nécessiterait plus de temps et retarderait l'âge au mariage (Smith, 1983). Ces idées ont toutefois été relativement peu développées dans la littérature démographique.

Les influences de la densité sur la fécondité, bien qu'elles aient été abordées au niveau agrégé par quelques auteurs (Firebaugh, 1982 ; Merrick, 1978), sont quasi-absentes de la littérature contextuelle. Filmer et Pritchett (1996), dans un article sur l'influence de la dégradation de l'environnement sur la demande d'enfants, testent néanmoins l'effet de la densité<sup>43</sup> sur la fécondité légitime et la pratique contraceptive au Pakistan, leur hypothèse étant qu'à court terme la densité accroît la demande d'enfants et la diminue à plus long terme. Les effets ne sont toutefois pas significatifs.

### *Structure par âge et sexe et structure sociale*

L'effet de la structure par âge et sexe du contexte local sur la fécondité a été abordé principalement par l'intermédiaire du marché matrimonial et de son impact sur l'âge au mariage. L'hypothèse de base est que "quand un sexe est en surnombre, le mariage est plus tardif et sa prévalence plus faible" (Smith, 1983, p. 490). Une source majeure de déséquilibres de la structure par sexe au niveau local est la migration des hommes<sup>44</sup>. Si le mariage répond à des règles d'homogamie, d'hypergamie ou d'endogamie, les structures sociales, ethnique, religieuse, la proportion d'instruits,... sont également susceptibles d'influencer l'âge au mariage et le célibat définitif<sup>45</sup>. La segmentation du marché matrimonial s'accompagne en effet de plus grandes variations des rapports de masculinité entre sous-marchés (Smith, 1983).

D'autres influences possibles de la composition ethnique ou sociale du contexte local sur la fécondité ont été avancées. Firebaugh (1982) suggère, à propos de villages indiens, que la composition de la population par castes peut avoir différents effets sur la fécondité. Par exemple, si "le statut minoritaire d'un groupe encourage une forte fécondité" (Firebaugh, 1982, p. 486), la part du groupe dans le village aura un impact sur sa fécondité (et la fécondité du village). Anker et al. (1989), également à propos de l'Inde, reprennent cette hypothèse suggérant que les groupes minoritaires peuvent se sentir moins en sécurité et réagir à cela par une fécondité plus importante. L'effet inverse est également suggéré par ces auteurs, "les minorités [...] pouvant se conformer rapidement au comportement majoritaire par peur de conséquences négatives du non-conformisme" (Anker et al., 1989, p. 9).

<sup>43</sup> Mesurée par un indicateur de superficie moyenne cultivée par ménage.

<sup>44</sup> La baisse de la mortalité peut aussi influencer la structure par âge et modifier de la sorte le marché matrimonial et retarder l'âge au mariage (Legrand et Barbieri, 1998).

<sup>45</sup> Par exemple, dans une société où l'hypergamie est la norme, le marché matrimonial pour les femmes instruites est plus réduit que pour les autres femmes. Parmi les femmes instruites, les hommes "mariables" sont limités à ceux ayant un niveau d'instruction supérieur ou égal au leur. Par contre, les femmes sans instruction ont "accès" à l'ensemble des hommes (Jejeebhoy, 1998).

La plus ou moins grande homogénéité de la population a par ailleurs également fait l'objet de discussions comme facteur facilitant ou inhibant la diffusion de nouvelles idées, valeurs et comportements. Il s'agit toutefois de l'exemple typique d'une caractéristique contextuelle pouvant a priori avoir un effet autant que son contraire. Bongaarts et Watkins (1996), par exemple, notent que la différenciation sociale, se traduisant par une plus grande hétérogénéité potentielle des réseaux sociaux, peut favoriser la diffusion d'innovations, alors que l'homogénéité permettrait moins d'autonomie pour des comportements novateurs. La conception "classique" de la diffusion, au contraire, suppose que celle-ci sera plus rapide dans un milieu homogène d'un point de vue culturel (Anker et al., 1989 ; Reed et al., 1999).

Ici encore, les variables relatives à la structure démographique et sociale ont été peu prises en compte. Au Maroc rural, la structure par sexe a un effet significatif sur la fécondité dans le mariage (DRAT), une faible proportion d'homme étant liée à une plus faible fécondité (Schoumaker et Tabutin, 1999a). L'influence de la structure par âge a été testée par Casterline (1985c), qui inclut un indicateur de jeunesse du village dans l'étude de la contraception et du désir d'enfants supplémentaires en Egypte rurale. L'effet est positif sur la pratique contraceptive, mais également positif sur le désir d'enfants supplémentaires. L'auteur n'interprète malheureusement pas ces résultats. Hong (1979) teste également un indicateur de structure par âge sur la parité en Corée du Sud, sans trouver d'effet significatif, et sans non plus interpréter davantage ce résultat. Les influences de l'homogénéité culturelle sur la fécondité n'ont, à notre connaissance, pas été traitées dans des analyses contextuelles.

### *Migration*

Plusieurs effets sur la fécondité liés à l'émigration des membres d'une communauté locale ont été abordés dans la littérature. Ils font référence à des notions de risques de défection, d'externalisation des coûts de la fécondité, de diffusion, et de modifications de la structure démographique (Casterline, 1987 ; Goldscheider, 1984).

On vient de le souligner, la migration est une source majeure de déséquilibre dans les structures par âge et sexe au niveau local. Elle peut donc avoir un effet indirect sur la fécondité à travers la modification du marché matrimonial et l'âge au mariage. Un autre effet concerne le rôle des migrants (en particulier vers les villes et les pays développés) dans la diffusion de nouvelles idées, valeurs et comportements (Goldscheider, 1984). L'influence des migrants sur la baisse de la fécondité a été suggérée par exemple dans le cas du Maroc par Courbage, considérant que les migrants sont "des acteurs décisifs des changements sociaux, familiaux et démographiques du fait de leur influence économique sur leur communauté" (Courbage, 1995, p. 86), et des "courroies de transmission de valeurs moins traditionnelles" (Courbage, 1996, p. 209).

Une autre influence suggérée par Birdsall (1988) est basée sur l'idée selon laquelle l'émigration des membres d'une communauté influence la perception des risques de défection des enfants, c'est-à-dire la probabilité qu'un jeune adulte émigre et "quitte le ménage des parents juste au moment où il devient un bénéfice économique à la marge" (Birdsall, 1988, p. 517). Dans une communauté où l'émigration est importante, la per-



4

ception de ce risque de défection serait accrue, et réduirait la demande d'enfants<sup>46</sup>. Cette influence ne serait importante que dans la mesure où les transferts monétaires des enfants ayant émigré vers les parents sont négligeables (Birdsall, 1988). Le risque d'émigration est lui-même influencé par le marché du travail local.

Un autre impact possible de l'émigration est lié à la possibilité d'externaliser les coûts d'une fécondité élevée. Potter (1983, p. 648) souligne, en se basant sur des travaux de McNicoll (1975), qu'une "communauté qui peut transférer ses problèmes de chômage vers d'autres parties de la société à travers l'émigration aura peu intérêt à investir dans le contrôle de la fécondité au niveau local". Cet argument rejoint la théorie des réponses multiples de Davis : les communautés disposent de plusieurs moyens de réduire la pression d'une croissance de la population. La migration est l'un d'eux, ce qui peut retarder la nécessité de contrôle de la fécondité (Bilsborrow, 1987).

Une seule analyse contextuelle (Hong, 1979), sur la Corée du Sud, inclut une variable contextuelle relative à la migration. La proportion de migrants dans la communauté est positivement liée à la pratique contraceptive, l'hypothèse de l'auteur étant que plus la mobilité est importante, plus la diffusion d'idées, normes et connaissances est importante.

### **Comportements démographiques et "feedback endogène"**

L'hypothèse de "feedback endogène" fait référence à un cas particulier d'effets de diffusion. Elle repose sur le principe selon lequel l'adoption d'un comportement par des individus influence l'adoption de ce comportement par d'autres individus à un moment ultérieur (Blalock, 1985 ; Erbring et Young, 1979 ; Rosero-Bixby et Casterline, 1993). Par exemple, l'utilisation de la contraception par des individus d'un contexte local est susceptible d'influencer l'adoption de la contraception par d'autres individus dans ce contexte. Trois mécanismes sont proposés pour expliquer ce phénomène : la diffusion d'informations par des contacts interpersonnels, des effets de démonstration, et un changement des normes du groupe par le changement des comportements des individus. Plusieurs auteurs l'ont souligné, ce type d'influence est très probablement important, mais pose de nombreux problèmes dans les analyses empiriques (Blalock, 1985).

Deux analyses contextuelles testent l'effet de "feedback endogène" sur la fécondité. Au Mexique dans les années 1980, la proportion de femmes ayant utilisé la contraception dans le contexte a un effet positif sur la pratique contraceptive (Bilsborrow et al., 1989). Les auteurs de cette étude interprètent ce résultat comme l'effet de normes favorables au contrôle de la fécondité, réduisant les coûts psychologiques de l'utilisation de la contraception. Au Costa Rica, le niveau de fécondité contextuel n'a pas d'effet sur l'adoption (individuelle) de la contraception, ce que l'auteur interprète comme l'absence "d'effet de diffusion de la fécondité contextuelle" (Rosero-Bixby, 1998, p. 403).

### **Environnement social local**

L'environnement social local (au sens large), de l'avis de plusieurs auteurs, a probablement des effets puissants sur les comportements de fécondité. Nous regroupons dans cette section divers éléments tels que l'influence de normes au niveau local, le rôle des

<sup>46</sup> Cela dit, on pourrait interpréter ceci de manière comparable à l'effet de la mortalité et considérer que l'effet de l'émigration sur la demande d'enfants sera positif.

médias, le rôle de l'organisation sociale et politique locale, des systèmes de genre et du niveau d'instruction contextuel.

### *Les normes au niveau local et les médias*

L'idée selon laquelle les comportements de fécondité sont influencés par des normes est une proposition majeure en démographie. Des normes relatives à la taille de la famille, la maternité et les variables intermédiaires (mariage, contraception, allaitement,...) sont ainsi fréquemment avancées comme facteurs explicatifs de la fécondité (Freedman, 1963). Pour Casterline, le contexte normatif est probablement la caractéristique contextuelle qui a "l'influence la plus étendue et la plus profonde sur les comportements de fécondité" (Casterline, 1987, p. 833), mais aussi la caractéristique la plus difficile à mesurer, la moins "palpable"<sup>47</sup>. Aussi, il nous est difficile de développer en détail la question des normes tant elle est vaste, complexe et, dans une certaine mesure, floue.

L'idée essentielle derrière le fait de considérer les normes comme facteur explicatif au niveau contextuel est que, en tant que règles "largement partagées par les membres d'un groupe" (Mason, 1983, p. 390), elles définissent les comportements permis ou valorisés dans le contexte local. Le contexte a un rôle particulièrement important dans l'intériorisation et l'application de ces normes, la socialisation et le contrôle social nécessitant des interactions sociales, qui se produisent en grande partie au niveau local. Les normes ne sont toutefois pas nécessairement définies au niveau local, pas plus que les institutions telles que les systèmes fonciers, les modes d'héritage, les règles de mariage, mais elles peuvent toutefois être adaptées à des particularités locales (Bulatao, 1984 ; Watkins, 1990). Le milieu local peut néanmoins avoir un rôle dans l'émergence des certaines normes relatives à des comportements démographiques, qui peuvent être liées au "destin" démographique, économique, environnemental,... de la communauté<sup>48</sup>. Par ailleurs, la transformation des normes, et en particulier leur "érosion", dépend aussi de facteurs au niveau local, notamment par l'intermédiaire de processus de diffusion.

L'importance des médias est l'un des éléments qui favoriserait la modification de normes. La scolarisation des enfants et des femmes en est une autre sur lequel nous revenons plus loin. Le rôle des médias a par exemple été discuté par Caldwell dans sa théorie des flux de richesse. Plus récemment, l'importance de la télévision comme vecteurs de modèles extérieurs à la communauté a également été discutée. En particulier, certains auteurs ont émis l'hypothèse qu'au-delà de son effet direct sur les individus en contact avec ce média, elle aurait également un effet indirect par l'intermédiaire des réseaux sociaux, qui "diffuserait l'effet des mass médias au-delà de ceux directement exposés à leur contenu" (Reed et al., 1999, p. 19).

---

<sup>47</sup> La mesure des normes n'est pas une chose simple. Une approche fréquente parmi les démographes est de mesurer les normes dans des enquêtes à l'aide de questions sur l'acceptabilité de certains comportements, sur la taille idéale de la famille ou par la fréquence des comportements.

<sup>48</sup> Potter (1983, p. 648) souligne que "dans la mesure où le niveau de fécondité d'une population résidant dans une communauté délimitée géographiquement affecte le bien-être collectif de ses membres ou au moins le bien-être de groupes d'intérêt dans cette communauté, il y a de bonnes raisons pour qu'une sorte de "régulation sociale" soit établie".

Plusieurs travaux incluent des variables représentant les normes relatives à la fécondité ou la pratique contraceptive. Saha (1994), au Bangladesh rural, teste l'effet du nombre de mosquées sur la pratique contraceptive, l'hypothèse étant que la présence d'institutions religieuses est un indicateur des normes relatives au contrôle de la fécondité. Cette variable n'est pas significative. Casterline (1985c), dans une étude sur la pratique contraceptive en Egypte rurale, inclut la proportion de mariages consanguins. L'effet est significatif : plus la proportion de mariages consanguins est élevée, plus la pratique contraceptive est faible. Le résultat n'est toutefois pas davantage interprété par l'auteur. Hong (1979), en Corée du Sud, inclut l'existence de cérémonies villageoises traditionnelles comme variable explicative de l'utilisation de la contraception, qui s'avère significative (réduction de la pratique contraceptive). L'importance des médias au niveau local a également été prise en compte à quelques reprises, l'hypothèse étant que l'accès aux médias favorise la diffusion de nouvelles valeurs et comportements et accélère l'érosion des normes traditionnelles. En Corée du Sud (Hong, 1979) et au Bangladesh (Alauddin, 1985), l'effet de la disponibilité de journaux n'est pas significatif, ni sur la parité, ni sur l'utilisation de la contraception. Au Maroc rural, on note un effet significatif de l'accès aux médias (TV et radio) sur la fécondité cumulée (DRAT), mais pas en revanche sur la pratique contraceptive (Schoumaker et Tabutin, 1999a).

### ***Organisation sociale et politique locale et groupements villageois***

Les démographes montrent relativement peu d'intérêt pour les variables concernant les aspects de l'organisation sociale locale et leurs influences potentielles sur les comportements démographiques (Lesthaeghe, 1989). Le regain d'intérêt pour les approches diffusionnistes et institutionnelles a quelque peu modifié cet état des choses, mais le rôle de l'organisation socio-politique locale sur les comportements démographiques reste peu étudié. Parmi les éléments susceptibles d'être liés à la fécondité, on peut relever le degré de solidarité, l'existence d'un gouvernement local et l'étendue de son pouvoir, l'existence de groupements villageois, la différenciation sociale et le rôle des élites locales, etc. Les caractéristiques de l'organisation sociale locale ne seraient pour certains auteurs en tant que telles "ni pro-natalistes, ni anti-natalistes" (Bulatao, 1984, p. 277) mais conditionneraient l'influence d'autres facteurs.

Une organisation sociale et politique qui intègre un fort contrôle social faciliterait par exemple l'impact d'une politique de planification familiale. Bulatao (1984, p. 277) relève l'exemple des *Banjars*<sup>49</sup> à Bali, dans lesquels des réunions mensuelles abordaient la question de la planification familiale des familles du hameau. Le fort contrôle social associé à cette organisation communautaire permettrait d'expliquer en partie le rapide déclin de fécondité à Bali. L'organisation sociale sert ici notamment de relais efficace à une politique nationale. Des exemples similaires ont été discutés par McNicoll (1975), notamment pour le Japon dans l'ère Tokugawa (17-19<sup>ème</sup> siècles). Divers facteurs<sup>50</sup> contribuaient à une forte solidarité villageoise au niveau économique et à un contrôle puissant sur la formation de nouveaux ménages dans le village. Une forte solidarité villageoise s'accompagnerait d'une capacité importante d'autorégulation, notamment en matière démographique (McNicoll, 1975)

<sup>49</sup> Il s'agit de "gouvernements locaux" qui comprennent tous les hommes chefs de ménages d'un hameau.

<sup>50</sup> Un environnement physique difficile, la nécessité de coopération pour le maintien de systèmes d'irrigation,...

D'autres éléments de l'organisation sociale locale ont été abordés en rapport avec la fécondité. Lesthaeghe (1980), en référence à l'histoire européenne, émet l'hypothèse selon laquelle le groupe dirigeant (les notables) au niveau local avait intérêt à contrôler la croissance de la population du segment pauvre de la population, susceptible de "rejeter la légitimité du statut des notables" (Lesthaeghe, 1980, p. 532). L'élite cherche ici à maintenir la structure sociale locale intacte par le contrôle de la fécondité des pauvres, notamment par le patronage d'œuvres de bienfaisance, qui au-delà de leur fonction de soutien aux plus démunis, seraient donc un moyen de contrôle social de la fécondité.

Le rôle des groupements villageois (en particulier les groupements de femmes) dans les changements de fécondité a également été évoqué par certains auteurs (Hammerslough, 1990 ; Hammerslough, 1994 ; Lesthaeghe, 1989 ; National Research Council, 1993). Ils peuvent par exemple servir de relais ou d'amplificateur de programmes mis en place à un niveau plus global, en particulier les programmes de santé et de planification familiale. Ils peuvent également initier de tels programmes, les attirer ou à l'inverse les rejeter (Lesthaeghe, 1989). Ces groupements favoriseraient aussi la diffusion d'informations sur la contraception et les coûts et bénéfices des enfants, auraient des fonctions de sécurité sociale, etc... (Hammerslough, 1994 ; National Research Council, 1993, p. 126).

Les hypothèses relatives à l'organisation sociale locale restent peu prises en compte dans les analyses contextuelles. Les données sont rarement disponibles et il n'est pas évident que des analyses statistiques sont les approches les plus appropriées pour étudier ce type d'influences. Cela dit, quelques auteurs ont néanmoins intégré certaines variables de ce genre. Par exemple, Hong (1979), en Corée du Sud, considère une variable indiquant si le village dispose de règles formelles ou informelles pour contrôler les affaires du village. L'effet positif attendu sur la pratique contraceptive est confirmé par le modèle. L'existence de règles villageoises tendrait donc à favoriser la pratique contraceptive, une observation en accord avec l'hypothèse développée par McNicoll (1975) sur le rôle de l'organisation sociale locale dans le contrôle de la fécondité. Un travail récent sur le rôle des politiques de population au niveau local en Chine sur la fécondité indique aussi un effet très net de ces politiques sur la probabilité d'avoir un second enfant (Short et Feng, 2001)<sup>51</sup>. Ce résultat est toutefois affecté par le fait que les politiques locales ne sont pas exogènes aux comportements de fécondité. Nous reviendrons sur ce point.

Les autres variables relatives à l'organisation sociale testées par quelques auteurs concernent la présence de groupements villageois, de groupements de femmes, et de clubs de jeunes. Hammerslough (1994), dans une étude assez novatrice sur le Kenya rural, met en évidence un effet positif sur la pratique contraceptive de l'existence de groupements de femmes (à vocation économique) dans les villages et de la proportion de femmes dans les groupements féminins, tant pour les femmes qui y participent que pour les femmes qui n'y participent pas. L'auteur interprète ce résultat comme un effet de diffusion, les femmes non-participantes bénéficiant d'informations par l'intermédiaire de femmes participant aux groupements. Au Bangladesh rural (Alauddin, 1985) l'influence de clubs de jeunes et de groupement villageois sur la pratique contraceptive n'est pas significative. Aux Philippines, la présence de groupements féminins n'a pas d'effet significatif sur la pratique contraceptive (DeGraff et al., 1997).

<sup>51</sup> S'agissant d'une communication dont le texte ne nous est pas accessible, cette étude n'est pas reprise dans le tableau de synthèse.

### *Systèmes de genre*

Le système de genre, c'est-à-dire "l'ensemble des attentes socialement construites relatives aux comportements des hommes et des femmes" (Mason, 1995, p. 1), est un élément du système social local susceptible d'influencer la fécondité (Labourie-Racapé et Locoh, 1999 ; Mason, 1995). Bien que le système de genre soit généralement défini à un niveau plus large, il peut néanmoins exister des variations substantielles entre communautés locales (Balk, 1994 ; Boserup, 1990 ; Florez et al., 1991). L'intérêt de prendre en compte le système de genre au niveau des communautés locales a été discuté notamment par Mason (1995) et Smith (1989).

Ses influences possibles sur la fécondité sont variées. Mason (1993) souligne sept idées majeures : (1) l'autonomie de la femme facilite un mariage plus tardif en réduisant la nécessité de contrôler la sexualité de la femme par un mariage précoce, (2) l'indépendance économique des femmes conduit à un mariage plus tardif dans un système où les droits du travail de la femme reviennent à la famille du mari, (3) un système patriarcal encourage une forte fécondité en transférant les coûts de la fécondité vers la femme, et les bénéfices vers l'homme, (4) la dépendance économique des femmes vis-à-vis des hommes conduit à une préférence pour les enfants de sexe masculin comme source de sécurité, (5) le degré d'autonomie et d'indépendance économique détermine la dépendance des femmes vis-à-vis de leur rôle de mère pour leur légitimité sociale, leur sécurité et leur satisfaction personnelle, (6) l'autonomie de la femme influence l'accès aux connaissances et méthodes contraceptives, et (7) l'égalité et l'intimité entre époux influence la fécondité à travers le souci du bien être de la femme. Les influences potentielles sont donc multiples, et on s'attend à ce que les femmes vivant dans des contextes où les inégalités sexuelles sont importantes aient une fécondité plus élevée. Nous nous intéresserons à cette variable dans les analyses sur le Maroc.

Seuls deux travaux abordent l'influence des systèmes de genre sur la fécondité dans des analyses contextuelles. Dans une recherche sur le Bangladesh rural, Balk (1994) examine l'influence de différentes dimensions du statut de la femme, aux niveaux individuel et contextuel (séparément), sur la parité. Il existe une forte hétérogénéité de statut de la femme entre villages, et trois indicateurs contextuels (mobilité, indulgence et attitudes) montrent une forte relation (négative) avec la parité. Dans une étude sur la Colombie, Florez et al. (1991) s'intéressent à l'influence du statut de la femme sur la fécondité et la pratique contraceptive. Leur indicateur mesure la proportion de femmes dans le village qui ont un niveau d'instruction supérieur aux hommes vivant dans le même ménage. Cette variable n'a d'impact ni sur la parité, ni sur la fécondité récente, ni sur la pratique contraceptive. Les auteurs en concluent que leur étude "apporte peu de réconfort à ceux qui avancent que le statut de la femme est crucial pour la compréhension des variations géographiques de fécondité" (Florez et al., 1991, p. 30).

### *L'instruction de la communauté et la présence d'écoles*

#### *L'instruction des femmes*

L'instruction de la femme au niveau individuel influence la fécondité par différents mécanismes, et conduit pratiquement toujours à une plus faible fécondité, du moins au-delà de quelques années d'instruction (Jejeebhoy, 1998). Le niveau d'instruction

contextuel peut également influencer la fécondité, au-delà de l'effet individuel. Cette hypothèse est généralement traduite par le terme d'effet de "débordement" (*spill-over*), impliquant que l'effet total de l'instruction sur la fécondité ne se limite pas au seul effet individuel (Kravdal, 2000).

Cet effet de débordement est généralement conceptualisé comme un effet de diffusion, l'idée étant que les femmes instruites dans le contexte local influencent les comportements de fécondité des femmes sans instruction (et également des autres femmes instruites), par "imitation" des comportements reproductifs, par une plus grande diffusion des connaissances ou indirectement par la modification des normes dans un contexte où les femmes instruites sont proportionnellement nombreuses. Cet effet de débordement est habituellement mesuré dans les travaux empiriques par une interaction entre l'instruction de la femme et le niveau d'instruction du contexte local (Casterline, 1987 ; Freedman, 1974 ; Tienda et al., 1985).

D'autres hypothèses ont été proposées. Kravdal (2000) note, par exemple, que dans un contexte où la proportion de femmes instruites est élevée, la compétition sur le marché du travail risque d'être plus importante, diminuant les coûts d'opportunité des femmes. Une forte proportion d'instruites réduirait ici l'influence de l'instruction individuelle sur la fécondité. Cet auteur souligne encore d'autres effets possibles de l'instruction contextuelle à plus ou moins long terme : une amélioration du statut de la femme, des transformations économiques, l'expansion du marché du travail,... L'influence de l'instruction des hommes au sein du contexte local n'a pas été abordée à notre connaissance.

Les différentes variables relatives au niveau d'instruction et aux opportunités d'instruction dans la communauté constituent l'essentiel des variables relatives à l'environnement social testées dans les travaux passés en revue. Un effet négatif du niveau médian d'instruction des femmes sur la parité est mis en évidence au Pérou (Tienda, 1984). L'interaction entre le niveau d'instruction contextuel et individuel n'est par contre pas significative, indiquant pour l'auteur qu'il n'y a "pas de signe indiquant que les femmes vivant dans des communautés plus développées ont une fécondité plus faible que les femmes de même niveau d'instruction dans des communautés moins développées" (Tienda, 1984, p. 165). Kravdal (2000) s'intéresse également à l'effet de l'instruction moyenne de la communauté sur les comportements de fécondité au Zimbabwe. L'effet est positif sur l'utilisation de la contraception et négatif sur la fécondité et le désir d'enfants supplémentaires. L'interaction entre instruction individuelle et contextuelle est également significative pour l'utilisation de la contraception et le désir d'enfants supplémentaires. D'autres effets significatifs de l'instruction du milieu sur l'utilisation de la contraception sont mis en évidence par Parr (1992) au Liberia et Entwisle et al. (1989) en Egypte rurale.

### *L'instruction des enfants*

Le rôle de l'instruction des enfants sur la fécondité a aussi été étudié assez abondamment dans la littérature (Axinn, 1993). Au niveau individuel, l'idée de base est que la scolarisation augmente les coûts (directs et indirects) des enfants<sup>52</sup>. Caldwell (1982) par

<sup>52</sup> Dans certaines sociétés rurales toutefois, l'importance des enfants comme source de main-d'œuvre est limitée à certaines saisons ou à quelques travaux quotidiens. Par ailleurs, une fécondité élevée (taille de famille élevée) permet de scolariser quelques enfants pendant que les autres s'occupent des travaux ménagers ou agricoles.

ailleurs a insisté sur l'importance de la scolarisation des enfants de la communauté en plus de celle des individus comme moteur des changements de fécondité. Selon lui, la scolarisation des enfants<sup>53</sup> agit sur la fécondité en redéfinissant la place de l'enfant dans la famille et dans la société, et en accélérant le changement culturel et la diffusion de valeurs occidentales. L'inversion des flux de richesses, résultant de la nucléarisation émotionnelle favorisée par la scolarisation, rendrait la fécondité élevée moins avantageuse. Il souligne aussi que c'est "l'étendue de l'instruction (la proportion de la communauté scolarisée) plutôt que sa durée parmi ceux qui ont été à l'école" qui importe dans la baisse de fécondité, suggérant que "quand seulement une fraction de la population a été à l'école, des forces persistent pour maintenir la morale familiale comme la morale de base de la communauté [...]" (Caldwell, 1982, p. 329).

La présence d'écoles, en influençant la scolarisation des enfants, peut avoir un impact indirect négatif sur la fécondité. Pour reprendre les termes des micro-économistes, elle offre la possibilité d'investir dans la qualité des enfants plutôt que dans la quantité, en diminuant les coûts de la scolarisation (Casterline, 1987). Elle influencerait également l'instruction des femmes et à terme la fécondité.

Les variables relatives à l'instruction des enfants ont été peu testées, en dehors du Maroc rural, où nous relevons une relation positive entre la proportion d'enfants scolarisés et la pratique contraceptive (Schoumaker et Tabutin, 1999a), et du Zimbabwe, où l'existence d'opportunités d'instruction a également un effet positif sur la pratique contraceptive (Guilkey et Jayne, 1997).

### Risques et environnement physique

De nombreux travaux sur la fécondité considèrent que les enfants sont une source de sécurité pour les parents en cas de maladie et pour la vieillesse. Plusieurs éléments au niveau local susceptibles d'accentuer ou atténuer l'importance de ce facteur ont déjà été discutés : la mortalité des enfants, la migration, les inégalités entre sexes, la présence de groupements villageois,... Quelques auteurs ont également émis l'hypothèse selon laquelle l'insécurité physique favoriserait des familles nombreuses. Mamdani (1972), travaillant sur un village en Inde dans les années 1960, considère par exemple que l'existence de conflits entre factions dans le village a tendance à favoriser les familles nombreuses. Un argument similaire a été avancé par divers auteurs (Boserup, 1988 ; Cain, 1981 ; Caldwell, 1982 ; de Janvry et Garramon, 1977)<sup>54</sup>. L'influence de la sécurité physique sur la fécondité a également été évoquée sous l'angle de l'environnement naturel, l'idée étant que les familles nombreuses seraient mieux "armées" face aux risques des désastres naturels (de Janvry et Garramon, 1977).

Le rôle de l'environnement naturel local reste toutefois relativement peu abordé dans l'étude des déterminants de la fécondité, à l'inverse des travaux sur la mortalité. Les influences potentielles sont toutefois multiples, bien que probablement largement indi-

<sup>53</sup> Caldwell utilise essentiellement le terme de scolarisation, faisant référence au rôle de l'école plutôt que du savoir comme vecteur de changement.

<sup>54</sup> Selon Cain (1981), l'absence de système judiciaire et de maintien de l'ordre dans les villages du Bangladesh qu'il étudie favoriserait une fécondité élevée.

rectes. Par exemple, le type de sols et de climat conditionnent dans une large mesure les d'activités agricoles, susceptibles d'influencer la demande d'enfants. Les influences environnementales par l'intermédiaire de la mortalité en sont un autre exemple. Il s'agit donc essentiellement de facteurs lointains dans la chaîne causale. L'environnement naturel a néanmoins reçu récemment une attention plus soutenue dans l'étude des relations entre population et environnement dans les pays du Sud. Dasgupta (1995 ; 2000) s'intéresse par exemple aux relations entre population, pauvreté et environnement au niveau local. La fécondité élevée fait partie selon lui d'un cercle vicieux ; elle alimente la croissance de la population, qui contribue à la dégradation des ressources naturelles et favorise ensuite la fécondité élevée. L'impact de la dégradation de l'environnement sur la fécondité passe ici par la demande d'enfants, les enfants étant une main d'œuvre de plus en plus importante pour la collecte de bois, la garde du bétail, etc. (Dasgupta, 1995 ; Filmer et Pritchett, 1996). La relation entre dégradation de l'environnement et fécondité dépend toutefois notamment de l'organisation sociale locale et de la capacité de la communauté locale à réagir aux conséquences néfastes de la croissance de la population.

A notre connaissance, aucune étude contextuelle n'a inclus de variable mesurant la sécurité physique au sein des contextes. La place de l'environnement physique dans les analyses contextuelles de la fécondité reste également tout à fait marginale. Nous n'avons relevé dans notre synthèse qu'une seule étude, sur le Pakistan rural (Filmer et Pritchett, 1996). Plusieurs indicateurs sont utilisés pour mesurer la dégradation de l'environnement et son effet sur la fécondité (récente et cumulée) au niveau local : le prix du bois de feu, la distance moyenne et le temps moyen pour la collecte de bois de feu, et la densité de la population. La fécondité est plus faible dans les contextes où le prix du bois de feu est élevé, ce qui va à l'encontre de leur hypothèse selon laquelle un accroissement du prix du bois augmenterait la valeur du travail des enfants. Par contre, les variables qui mesurent la distance et le temps de trajet à la source de bois de feu sont bien positivement corrélées à la fécondité et confirment leur hypothèse.

### **Services de planification familiale et de santé**

La disponibilité et la qualité des services de planification familiale sont –de loin– les caractéristiques du contexte local les plus fréquemment prises en compte dans les analyses contextuelles de la fécondité et de la pratique contraceptive. Une des raisons est que l'impact de ces facteurs est, d'un point de vue conceptuel, relativement direct. Par ailleurs, il s'agit là de variables susceptibles d'être modifiées rapidement par des actions politiques (Bilsborrow et Guilkey, 1987). Enfin, ce sont des variables souvent disponibles dans les enquêtes de type EDS.

L'hypothèse la plus courante est qu'une plus grande disponibilité des services de planification familiale favorise l'utilisation de la contraception (Tsui et Ochoa, 1992). Plusieurs dimensions des services de planification familiale sont toutefois susceptibles d'influencer la pratique contraceptive, telles la distance aux services de planification familiale, le coût des services, la qualité du personnel ou encore les méthodes disponibles (Casterline, 1987). L'influence des services de planification familiale sur la pratique contraceptive et la fécondité opérerait à travers deux facteurs : (1) la perception des coûts de régulation et (2) la motivation pour l'utilisation de la contraception. Dans le



premier cas, on considère simplement que la disponibilité et la qualité des services diminue le coût d'utilisation<sup>55</sup>. Dans le deuxième cas, on considère que la présence de services de planification familiale peut aussi influencer la motivation pour l'utilisation de la contraception, particulièrement en "cristallisant et légitimant la demande latente pour moins d'enfants" (Freedman et Freedman, 1992, p. 12).

Quant aux services de santé, outre leur effet sur l'utilisation de la contraception<sup>56</sup>, ils peuvent également influencer la fécondité indirectement par exemple à travers la santé et la mortalité des enfants.

Les variables relatives aux services de planification familiale et de santé constituent l'essentiel des variables contextuelles testées dans les analyses contextuelles de la fécondité. On distingue deux grandes catégories de variables : celles relatives à l'accessibilité des services de santé et de planification familiale, et celles relatives à leur qualité.

L'accessibilité des services est mesurée de différentes façons : par la présence de certaines catégories de services de santé et de planification familiale (hôpital, clinique, dispensaire, pharmacie...) dans un rayon donné (10 km, 30 km,...), par la distance au service de santé le plus proche, par l'existence d'équipes mobiles de planification familiale, etc... Il s'agit donc essentiellement de la dimension géographique de l'accessibilité. Sans entrer ici dans les détails, on peut relever un effet significatif de l'accessibilité sur la pratique contraceptive notamment au Maroc (Steele et al., 1999), au Bangladesh rural (Saha, 1994), au Mexique (Bilsborrow et al., 1989), au Kenya (Hammerslough, 1992), au Costa Rica (Rosero-Bixby, 1998) ; sur la fécondité en Tanzanie (Angeles et al., 1998) et aux Philippines (DeGraff et al., 1997) ; sur l'intention d'utilisation de la contraception au Bangladesh rural (Saha, 1994). On rencontre cependant aussi des effets de signe contraire au signe attendu : sur l'utilisation du stérilet en Thaïlande (Entwisle et al., 1997), et sur la fécondité en Tanzanie (Beegle, 1995). Beegle constate ceci en Tanzanie pour les centres de santé du gouvernement, et émet l'hypothèse que cela reflète le placement préférentiel de ces services dans les zones à forte fécondité. Il s'agit du problème d'endogénéité du placement des services de planification familiale que nous discuterons ultérieurement.

Plusieurs travaux s'intéressent aussi à l'interaction entre l'accessibilité des services de planification familiale au niveau contextuel et le désir d'enfants supplémentaires, c'est-à-dire une mesure de la motivation pour l'utilisation de la contraception. L'hypothèse testée est généralement que plus la motivation est forte plus l'impact de l'accessibilité des services de santé sur l'utilisation de la contraception sera important. Entwisle et al. (1984, p. 572) constatent un tel effet en Egypte, ce qu'ils interprètent comme le fait que "l'offre et la demande interagissent dans la détermination de l'utilisation de la contraception". Au Maroc par contre, Magnani et al. (1999) trouvent la relation inverse, c'est-à-dire le fait que l'accessibilité influence davantage la pratique contraceptive des femmes qui n'avaient pas l'intention de l'utiliser. Un tel résultat est interprété comme le fait que les services de planification familiale influencent non seulement les coûts de régulation mais également la motivation pour l'utilisation de la contraception.

<sup>55</sup> Certains auteurs considèrent que les services de planification familiale influencent alors la pratique contraceptive en interaction avec la motivation pour l'utilisation de la contraception. L'accessibilité des services influencerait davantage la pratique contraceptive s'il existe une motivation pour le contrôle de la fécondité (Hermalin, 1983).

<sup>56</sup> Il n'est en pratique pas nécessairement possible de distinguer l'effet des services de santé de celui des services de planification familiale, ceux-ci étant souvent localisés dans les mêmes structures (hôpitaux, centres de santé, dispensaires,...).

Les indicateurs de qualité des services de santé et de planification familiale sont multiples. Ils comprennent essentiellement les informations relatives au personnel (présence de médecins, d'infirmières,...), aux équipements et au matériel (électricité, seringues, eau courante,...), et à la diversité des méthodes contraceptives disponibles. Au Maroc, un effet positif sur l'utilisation de la contraception d'un indice d'infrastructures et d'équipement des services de planification familiale est mis en évidence (Hotchkiss et al., 1999). La diversité des méthodes disponibles a un effet sur la parité en Tunisie (Jayne et Guilkey, 1998), sur la pratique contraceptive au Maroc (Steele et al., 1999) mais pas d'effet au Nigeria (Feyisetan et Ainsworth, 1996). La présence de personnel médical et paramédical est rarement significative. Elle a un effet sur l'intention d'utiliser la contraception au Maroc (Magnani et al., 1999). Au Nigeria par contre, la présence de médecins est liée à une plus faible pratique contraceptive. Une explication possible, selon les auteurs, est que "les médecins nigériens étant essentiellement des hommes, les femmes préfèrent recourir à des services de planification familiale fournis par des femmes" (Feyisetan et Ainsworth, 1996, p. 177).

### 1.3.3 Synthèse

Que retenir de cette revue de littérature ? Elle montre notamment la diversité des influences contextuelles possibles et illustre également le fait que peu de ces hypothèses ont été prises en compte dans les travaux empiriques. Nous revenons ci-dessous sur les principaux éléments de cette revue, en traitant d'abord de la partie théorique et ensuite de la littérature empirique.

#### Les hypothèses théoriques

- (1) Bien que la synthèse ne soit pas exhaustive, elle indique la grande diversité des influences contextuelles possibles, qui passent aussi bien par la structure démographique locale, la disponibilité de la contraception, les niveaux de salaires sur le marché du travail, les systèmes foncier etc... Elles opèrent par le contrôle social, des processus de diffusion de valeurs, la modification des coûts et bénéfices des enfants,...
- (2) Les variables contextuelles apparaissent souvent comme des manifestations communes d'un même système. Elles peuvent avoir des origines communes, s'influencer mutuellement, se situer à des points différents d'une chaîne causale. De nombreux facteurs sont donc clairement corrélés entre eux (par exemple, la migration, l'absence d'emplois et le niveau de vie d'une communauté), ce qui a des conséquences importantes pour les analyses empiriques.
- (3) Les influences de caractéristiques contextuelles sur la fécondité sont fréquemment indirectes et opèrent à travers plusieurs "chemins". Ces influences peuvent se renforcer dans certains cas, mais aller dans des sens opposés dans d'autres. Il peut donc être difficile de préciser clairement, a priori, le sens de la relation entre une caractéristique contextuelle et la fécondité.
- (4) Toutes les caractéristiques contextuelles n'ont pas le même "statut" dans l'explication des comportements de fécondité. Certaines apparaissent comme des déterminants a priori relativement puissants de la fécondité (mortalité, services de planification familiale,...), d'autres comme des catalyseurs ou des freins à l'impact

d'autres facteurs (homogénéité, organisation sociale locale, isolement spatial...). Certaines permettent essentiellement d'expliquer des différences de fécondité, mais beaucoup moins d'expliquer des changements (structure par sexe).

- (5) La dimension temporelle des influences contextuelles est relativement peu discutée dans la littérature, mais il est clair que ces influences n'opèrent pas toutes sur les mêmes échelles de temps et qu'elles peuvent elles-mêmes varier au cours du temps. L'influence des services de planification familiale est par exemple a priori relativement rapide, même si l'effet peut se renforcer au cours du temps. L'effet d'une densité croissante de la population est probablement plus lent et peut aussi varier avec le temps.
- (6) En fin de compte, même sans entrer dans les complexités liées aux effets de facteurs contextuels qui changent au cours du temps ou aux rétroactions entre certains facteurs contextuels, certaines de ces hypothèses sont probablement difficilement testables dans des analyses statistiques contextuelles.

### **Les travaux empiriques**

- (1) Cette revue ne permet pas de tirer de conclusions claires et définitives sur l'importance des variables contextuelles, tant les hypothèses, les modèles, les données,... sont variables d'une étude à l'autre. On constate néanmoins qu'elles sont significatives dans de nombreux cas, ce qui tend à montrer que leur importance est plus que théorique. Nous reprenons en annexe une synthèse des effets des variables contextuelles par grandes catégories de variables (économie locale, démographie locale,...) et en fonction du type de variable dépendante qu'elles visent à expliquer, de la conformité du signe (attendu ou non) et de la significativité du coefficient. Au total, 41 % des variables contextuelles testées sont significatives et de signe attendu. Dans 54 % des cas, les variables contextuelles ne sont pas significatives et dans 5 % des cas, elles sont significatives mais leur coefficient est de signe opposé au signe attendu.
- (2) Le comportement le plus étudié est l'utilisation de la contraception, et les variables explicatives relatives aux services de planification familiale restent largement majoritaires dans ces travaux. Les raisons probables ont déjà été soulignées : variables intéressantes pour l'action, données souvent disponibles, interprétations relativement directes,... A l'inverse, des comportements comme l'âge au mariage ou l'allaitement sont complètement négligés dans les analyses contextuelles. De même, de nombreuses influences contextuelles potentielles sont aussi rarement prises en considération dans les travaux empiriques, peut-être par manque de données appropriées ou du fait que certaines hypothèses se prêtent difficilement à des analyses quantitatives.
- (3) La grande majorité des travaux adoptent une approche statique, mettant en relation les comportements au moment de l'enquête ou des comportements passés (parité) avec les caractéristiques contextuelles au moment de l'enquête. Quelques travaux incluent des informations rétrospectives sur le contexte local, mais les approches réellement dynamiques restent extrêmement rares (Angeles et al., 1998).

- (4) Nous n'avons ici qu'effleuré le problème des biais qui peuvent affecter les estimations des effets de variables contextuelles ; nous avons néanmoins relevé à quelques reprises les problèmes que peut poser par exemple l'endogénéité de variables contextuelles, comme dans l'estimation de l'effet de politiques locales sur la fécondité ou de l'effet des services de planification sur la pratique contraceptive et la fécondité. Ces analyses statistiques, comme toutes les analyses basées sur des données non-expérimentales, sont donc limitées à divers points de vue. Nous y reviendrons dans le deuxième chapitre.
- (5) Dans de nombreux cas, les effets de variables contextuelles ne sont pas réellement interprétés et les mécanismes par lesquels elles influencent la fécondité ne sont pas ou peu discutés. Cela tient en partie au fait que ces variables sont parfois simplement prises en compte comme "variables de contrôle" dans la mesure de l'influence d'autres facteurs.
- (6) Les méthodes de régression "classiques" sont globalement les méthodes les plus utilisées dans les analyses contextuelles, malgré leurs limites liées notamment à la sous-estimation des écarts-types de coefficients de régression. Les modèles multi-niveaux sont toutefois aujourd'hui de plus en plus courantes. Nous aborderons plus en détail ce point dans le chapitre suivant.

## 1.4 Conclusion et aperçu de la suite de la thèse

Nous avons souligné l'intérêt de prendre en compte les caractéristiques du contexte local, c'est-à-dire l'environnement proche dans lequel vivent les individus, pour l'explication des comportements de fécondité. Les influences contextuelles potentielles sont en effet multiples, et leur prise en compte se justifie non seulement d'un point de vue théorique mais également politique. Malgré la grande diversité des influences contextuelles possibles, les analyses contextuelles de la fécondité se sont à ce jour concentrées sur un nombre relativement limité d'influences contextuelles, traitant en majorité des effets des services de planification familiale sur la pratique contraceptive. Les méthodes "classiques" restent aussi les plus fréquentes et la dimension temporelle est rarement prise en compte dans ces travaux. Dans cette thèse, nous chercherons à répondre à certaines de ces critiques.

### Aperçu de la suite de la thèse

La suite de ce travail sera consacrée à des analyses des déterminants individuels et contextuels de la fécondité au Maroc rural. Dans le deuxième chapitre, nous commençons par aborder certains points méthodologiques qui n'ont été ici que brièvement évoqués. Le troisième chapitre traitera du contexte démographique général au Maroc, des sources de données et de leur qualité. Les quatrième et cinquième chapitres porteront sur des analyses multi-niveaux des déterminants de la fécondité légitime. Le sixième chapitre traitera des déterminants de la pratique contraceptive, et le septième consistera en une analyse multi-niveaux de l'âge au premier mariage. Par rapport aux travaux passés en revue, les analyses réalisées dans cette thèse se distingueront donc par plusieurs éléments.

- (1) Nous analyserons séparément les déterminants de la fécondité légitime, de la pratique contraceptive et de l'âge au mariage. Comme nous le montrerons dans le troisième chapitre, les changements de fécondité au Maroc rural s'expliquent à la fois par une augmentation de l'âge au mariage et une baisse de la fécondité légitime, résultant d'une importante augmentation de la pratique contraceptive. Il importe donc de s'intéresser à ces différents éléments dans une approche explicative de la fécondité. Une analyse séparée est justifiée par la nature a priori différente des influences contextuelles sur ces variables (Bilsborrow et Guilkey, 1987). Comme nous l'avons souligné, si la fécondité et la pratique contraceptive ont été fréquemment étudiées dans les analyses contextuelles, il en va tout autrement de l'âge au mariage, ce qui constitue donc une originalité par rapport à la littérature existante.
- (2) Nous utiliserons plusieurs sources de données contextuelles, et en particulier des données au niveau local extraites de plusieurs recensements. Alors que la plupart des travaux utilisent uniquement le module communautaire des enquêtes EDS ou EMF, ces données ont des limites pour certaines questions abordées ici. Le recours à d'autres sources permet d'une part d'enrichir le type d'influences contextuelles prises en compte, et permet d'autre part de disposer des données rétrospectives sur les contextes pour des analyses des changements de fécondité.
- (3) Les facteurs explicatifs au niveau contextuel seront également plus diversifiés que les facteurs habituellement pris en compte. Nous analyserons notamment l'influence des services de planification familiale sur la fécondité et la pratique contraceptive, mais aussi le rôle de la mortalité contextuelle, de la stratification sexuelle au niveau local, des déséquilibres sur le marché matrimonial, de facteurs susceptibles de favoriser les phénomènes de diffusion,...
- (4) Nous adopterons des méthodes d'analyse multi-niveaux, plus appropriées que les méthodes de régression classiques pour les analyses contextuelles. En particulier, nous proposerons une adaptation du modèle de Rodriguez-Cleland pour l'étude des déterminants de la fécondité légitime, nous utiliserons des modèles biographiques multi-niveaux pour les déterminants de l'âge au mariage, et des modèles de régression logistique multi-niveaux dans le chapitre sur la pratique contraceptive. Nous adopterons également pour certaines analyses des approches longitudinales, permettant donc notamment de tenir compte de variables explicatives (dont des variables contextuelles) qui changent au cours du temps. Nous revenons sur les questions méthodologiques dans le deuxième chapitre.

## Chapitre 2 - Questions méthodologiques générales et modèles multi-niveaux

---

Après les aspects théoriques des influences contextuelles sur la fécondité, nous abordons dans ce chapitre des questions méthodologiques générales. Dans un premier temps, nous rappelons brièvement l'intérêt des analyses contextuelles par rapport aux analyses agrégées et individuelles. Nous passons ensuite en revue certains problèmes méthodologiques posés par les analyses contextuelles de la fécondité. Enfin, la troisième partie est consacrée aux outils statistiques d'analyse contextuelle, et en particulier les modèles multi-niveaux que nous utiliserons dans cette recherche.

### Une clarification préalable de terminologie

Dans les domaines de l'analyse contextuelle et de l'analyse multi-niveaux, la terminologie des différents auteurs ne renvoie pas toujours aux mêmes notions. Analyse contextuelle, analyse multi-niveaux, modèles multi-niveaux sont des termes fréquemment employés, parfois les uns pour les autres. Précisons donc quelques-uns de ces termes.

Brièvement, on peut définir l'analyse contextuelle comme « les formes d'analyse de régression dans lesquelles à la fois des variables individuelles et collectives sont utilisées » (Kreft et De Leeuw, 1998, p. 23). La variable dépendante est mesurée au niveau individuel et les variables explicatives aux deux niveaux. Dans ce travail, nous adopterons cette terminologie, parlant donc d'analyse contextuelle en référence aux analyses de régression intégrant des variables explicatives individuelles et contextuelles, que ce soit avec des méthodes classiques de régression ou des modèles multi-niveaux. Nous réservons le terme d'analyse multi-niveaux pour les analyses contextuelles utilisant des modèles multi-niveaux. Nous parlerons d'analyse individuelle quand on ne prend en compte que des variables individuelles et d'analyse agrégée lorsque variables dépendante et indépendantes sont toutes mesurées au niveau agrégé.

### 2.1 Analyses agrégées, individuelles et contextuelles

Les intérêts théoriques de tenir compte à la fois des caractéristiques individuelles et contextuelles dans l'explication des comportements de fécondité ont été discutés dans le premier chapitre. Les analyses contextuelles visent précisément à répondre à ce type de préoccupations théoriques. Tenir compte simultanément de variables individuelles et contextuelles se justifie aussi pour d'autres raisons, le fait travailler à un seul niveau d'analyse pouvant conduire à d'importants biais et/ou problèmes d'interprétation des coefficients de régression. Nous illustrerons brièvement l'intérêt d'une analyse contextuelle de manière simple en la comparant à deux situations qui restent fréquentes en démographie : (1) une analyse agrégée dans laquelle la variable dépendante et les va-

riables explicatives se situent au niveau agrégé et (2) une analyse individuelle, où toutes les variables se situent au niveau individuel.

### 2.1.1 L'analyse agrégée

L'analyse agrégée consiste à mesurer l'influence de variables explicatives agrégées (contextuelles dans ce cas) sur la variable dépendante qui se situe également au niveau agrégé. La variable dépendante est classiquement une moyenne d'observations individuelles. Bien qu'elle ne soit pas dénuée d'intérêt, l'analyse agrégée a toutefois certains inconvénients pour la mesure d'influences contextuelles sur la fécondité. Le principal problème provient du fait que les influences individuelles et contextuelles sont confondues (Blalock, 1985). Elle ne permet donc d'estimer ni des effets individuels, ni des effets contextuels (directs).

Le principe peut être illustré par l'exemple suivant, dans lequel on cherche à mesurer l'influence d'une variable individuelle ( $x_{ij}$ ) et de sa moyenne contextuelle  $\bar{x}_j$  sur un comportement individuel ( $y_{ij}$ )<sup>1</sup>. Il s'agit par exemple de l'influence du niveau de vie individuel et du niveau de vie moyen dans le contexte sur un indicateur individuel de fécondité (par exemple le DRAT<sup>2</sup>). L'équation de régression contextuelle se notera :

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_{ind} \cdot x_{ij} + \beta_{cont} \cdot \bar{x}_j + e_{ij} \quad \text{Eq. 2-1}$$

Cette équation comprend trois coefficients : la constante ( $\beta_0$ ), l'effet individuel ( $\beta_{ind}$ ) et l'effet contextuel ( $\beta_{cont}$ ). Si l'on agrège les observations individuelles ( $i$ ) au sein des contextes ( $j$ ), on obtient la relation agrégée suivante :

$$\bar{y}_j = \beta_0 + \beta_{ind} \cdot \bar{x}_j + \beta_{cont} \cdot \bar{x}_j + \bar{e}_j = \beta_0 + \beta_{agr} \cdot \bar{x}_j + \bar{e}_j \quad \text{Eq. 2-2}$$

$$\text{avec } \beta_{agr} = (\beta_{ind} + \beta_{cont}) \quad \text{Eq. 2-3}$$

Le coefficient de régression au niveau agrégé ( $\beta_{agr}$ ) est ici simplement la somme des coefficients de l'analyse contextuelle ( $\beta_{ind}$  et  $\beta_{cont}$ ), ce qui illustre simplement qu'une analyse agrégée ne permet pas de distinguer l'effet individuel de l'effet contextuel d'une variable. Ce n'est qu'en l'absence d'effet contextuel ( $\beta_{cont} = 0$ ) que le coefficient agrégé sera égal au coefficient individuel, et en l'absence d'effet individuel qu'il sera égal au coefficient contextuel. Dans la plupart des cas, on se trouve toutefois dans des situations intermédiaires, et ces deux effets sont donc confondus. Notons enfin que le coefficient de l'analyse agrégée ne sera pas non plus égal au coefficient d'une analyse strictement individuelle (cf. point ci-dessous). C'est le problème classique des biais d'agrégation et d'inférence écologique fallacieuse.

<sup>1</sup> L'indice  $i$  fait référence aux individus et l'indice  $j$  aux contextes.

<sup>2</sup> Une mesure individuelle de la fécondité cumulée dans le mariage qui contrôle l'âge et la durée de mariage (Boulier et Rosenzweig, 1978).

### 2.1.2 L'analyse individuelle

L'analyse strictement individuelle n'est clairement pas appropriée pour mesurer les influences contextuelles sur la fécondité, puisque aucune variable contextuelle n'est prise en compte. Outre ce problème, il y a également un risque que le coefficient de régression mesuré au niveau strictement individuel ( $\beta_{tot}$ ) soit une estimation biaisée de l'effet individuel. C'est le cas si la variable contextuelle est corrélée à la variable individuelle et n'est pas prise en compte dans le modèle. C'est un problème classique de variable de confusion.

On peut illustrer ce problème en reprenant l'exemple développé précédemment. On omet ici la variable contextuelle ( $\bar{x}_j$ ), et on a l'équation individuelle suivante :

$$y_{ij} = \beta_0^* + \beta_{tot} \cdot x_{ij} + e_{ij} \quad \text{Eq. 2-4}$$

On considère dans cette équation que la fécondité ne dépend que du niveau de vie individuel et plus du niveau de vie contextuel. On montre simplement qu'en présence d'un effet contextuel, le coefficient de régression estimé au niveau strictement individuel ( $\beta_{tot}$ ) sera en fait un mélange de l'influence individuelle ( $\beta_{ind}$ ) et de l'influence contextuelle ( $\beta_{cont}$ ) estimées par la régression contextuelle. Pour cela, on part de l'équation classique (Eq. 2-5), qui indique que le coefficient mesuré au niveau strictement individuel est une moyenne pondérée du coefficient mesuré au niveau agrégé et de la relation individuelle au sein des contextes (Aitkin et Longford, 1986 ; Alker, 1969).  $\eta^2$  est le rapport de corrélation, qui mesure le degré d'homogénéité de la variable  $x$  au sein des contextes,  $\tau^2$  est la variance entre contextes de la variable explicative ( $x$ ),  $\sigma^2$  est la variance à l'intérieur des contextes de cette variable explicative, et  $n$  est la taille des contextes (Snijders et Bosker, 1999)<sup>3</sup>. Cette équation montre que lorsque la relation au sein des contextes est différente de la relation au niveau agrégé ( $\beta_{ind} \neq \beta_{agr}$ ), la relation au niveau agrégé sera différente de la relation strictement individuelle ( $\beta_{agr} \neq \beta_{tot}$ )<sup>4</sup>.

$$\beta_{tot} = \eta_x^2 \cdot \beta_{agr} + (1 - \eta_x^2) \cdot \beta_{ind} \quad \text{Eq. 2-5}$$

$$\text{avec} \quad \eta_x^2 = \frac{\tau^2 + \sigma^2 / n}{\tau^2 + \sigma^2} \quad \text{Eq. 2-6}$$

La relation strictement individuelle sera également différente de la relation individuelle mesurée au sein des contextes. Etant donné que

$$\beta_{agr} = (\beta_{ind} + \beta_{cont}) \quad \text{Eq. 2-3}$$

$$\text{on a} \quad \beta_{tot} = \eta_x^2 \cdot \beta_{cont} + \beta_{ind} \quad \text{Eq. 2-7}$$

<sup>3</sup> Lorsque la taille des contextes est importante, la valeur du rapport de corrélation ( $\eta^2$ ) tend vers le coefficient de corrélation intra-classe de la variable explicative.

<sup>4</sup> Si l'homogénéité de la variable au sein des contextes n'est pas parfaite, auquel cas  $\beta_{ind}$  ne peut de toute façon être estimé.



Cette équation (Eq. 2-7) montre donc que le coefficient de la variable individuelle estimé avec des données strictement individuelles ( $\beta_{\text{tot}}$ ) sera d'autant plus différent du coefficient mesurant l'influence individuelle dans une analyse contextuelle ( $\beta_{\text{ind}}$ ) que l'effet contextuel ( $\beta_{\text{cont}}$ ) est important, et que l'hétérogénéité entre contextes de la variable  $x$  ( $\eta^2$ ) est grande. Ceci indique simplement que la relation au niveau individuel à l'intérieur des contextes n'est pas nécessairement égale à la relation sur l'ensemble de l'échantillon.

### 2.1.3 Illustration

Le Tableau 2-1 reprend un exemple simple basé sur des données de l'enquête ENPS-II de 1992 du Maroc<sup>5</sup>. La variable dépendante individuelle est le DRAT, et la variable indépendante au niveau individuel est un indicateur de niveau de vie construit sur la base des biens possédés par le ménage. Ces deux variables sont également agrégées au niveau des contextes, et trois relations sont ici estimées par des méthodes différentes : une analyse agrégée, une analyse individuelle et une analyse contextuelle.

Tableau 2-1 : Comparaison des résultats d'analyses agrégée, individuelle et contextuelle (écarts-types entre parenthèses).

	Analyse agrégée	Analyse strictement individuelle	Analyse contextuelle
Constante	0,870 (0,023)	0,852 (0,011)	0,870 (0,014)
Niveau de vie ménage	-	-0,179 (0,039)	-0,093 (0,056)
Niveau de vie moyen	-0,261 (0,094)	-	-0,168 (0,078)

Les coefficients de régression de ces modèles illustrent les éléments discutés ci-dessus :

- (1) Le coefficient du niveau de vie dans l'analyse agrégée (-0,261) est égal à la somme des coefficients individuel et contextuel de l'analyse contextuelle (-0,093-0,168). Il n'est égal à aucun de ces coefficients, pas plus qu'il n'est égal à la relation mesurée au niveau strictement individuel (-0,179). En d'autres termes, le coefficient mesuré au niveau agrégé ne permet pas de distinguer les deux effets (individuel et contextuel). Son interprétation est donc limitée, puisqu'il n'indique pas si l'influence se produit au niveau individuel, au niveau contextuel ou aux deux niveaux.
- (2) Le coefficient de l'analyse individuelle (-0,179) se situe entre le coefficient individuel de l'analyse contextuelle et le coefficient de l'analyse agrégée. Il est en fait une moyenne pondérée des ces deux coefficients (Eq. 2-5). Il est très différent du coefficient individuel de l'analyse contextuelle ( $\beta_{\text{ind}}$ ), étant donné que l'effet contextuel est important ( $\beta_{\text{cont}} = -0,168$ ) et que l'homogénéité du niveau de vie au sein des contextes est élevée ( $\eta^2 = 0,51$ ). Ce coefficient ne mesure donc pas à proprement

<sup>5</sup> Plus d'informations sur ces données sont fournies dans le chapitre 3.

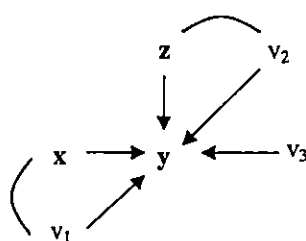
parler l'effet individuel de la variable, mais est un mélange de l'effet individuel au sein des contextes et de l'effet contextuel. Son interprétation est donc également limitée.

- (3) Les coefficients de l'analyse contextuelle distinguent les deux effets du niveau de vie : l'effet individuel et l'effet contextuel, dont les interprétations sont a priori différentes. En bref, ces exemples montrent qu'il importe de tenir compte des influences individuelles et contextuelles dans une analyse empirique. Si la variable contextuelle a une relation avec le phénomène (individuel) étudié et est aussi liée à la variable explicative individuelle, l'analyse de données strictement agrégées ou strictement individuelles conduira généralement à des résultats erronés (Snijders et Bosker, 1999)

## 2.2 Quelques questions générales de méthodologie

Considérant après cette brève discussion que la stratégie à adopter est l'analyse contextuelle, venons-en à plusieurs problèmes susceptibles de se poser dans ce type d'analyses. Nous en distinguerons essentiellement trois : (1) la sous-estimation des écarts-types des coefficients de régression, (2) les risques de biais dans l'estimation d'influences contextuelles sur la fécondité et enfin (3) les difficultés de mise en évidence d'effets contextuels en présence d'effets indirects et de multicollinéarité<sup>6</sup>. Ces problèmes ne sont d'une manière générale pas propres aux analyses contextuelles, mais certains peuvent parfois se poser avec plus d'acuité dans celles-ci (comme la sous-estimation des écarts-types ou les problèmes de multicollinéarité) ou prendre des formes spécifiques dans les analyses contextuelles (comme les biais liés à des effets de structure). Certains de ces problèmes ont donné lieu à des débats parfois houleux dans les années 1970 (Farkas, 1974 ; Hauser, 1974).

Figure 2-1 : Schéma causal des effets de variables observées et non-observées sur une variable dépendante.



Deux éléments sont à l'origine de plusieurs de ces problèmes : (1) le fait que des variables qui influencent le comportement étudié ne soient pas observées, et (2) le fait que certaines d'entre elles soient corrélées aux variables explicatives observées. En restant très général, on peut représenter ceci par le graphe causal ci-dessus (Figure 2-1), où la variable dépendante ( $y$ ) dépend d'un ensemble de variables, dont certaines sont observées ( $x$  au niveau individuel et  $z$  au niveau contextuel), et d'autres non-observées ( $v_1, v_2$  et  $v_3$ ), soit qu'elles ne sont pas disponibles ou mesurables ou ont été "oubliées". Ces

<sup>6</sup> Les discussions sont ici abordées de manière générale en prenant comme exemples des modèles linéaires.

variables peuvent être corrélées aux variables explicatives ( $v_1$  et  $v_2$ ) ou être indépendantes des variables explicatives ( $v_3$ ).

L'équation de régression correspondant à la figure ci-dessus s'écrit<sup>7</sup> :

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{ij} + \gamma_1 \cdot z_j + e_{ij} \quad \text{Eq. 2-8}$$

Les variables qui ne sont pas observées entrent ici dans le terme d'erreur de la régression ( $e_{ij}$ ). Deux hypothèses de la régression classique sont toutefois susceptibles d'être violées :

- (1) Une hypothèse est que *les erreurs ( $e_{ij}$ ) sont indépendantes entre elles*. Si des variables contextuelles qui influencent le comportement étudié ne sont pas observées, les erreurs seront généralement corrélées au sein des contextes<sup>8</sup>. Cela conduit, dans des modèles de régression classiques, à sous-estimer les écarts-types des coefficients de régression.
- (2) Une autre hypothèse de la régression est que *les erreurs sont indépendantes des variables explicatives incluses dans le modèle*, en d'autres termes que les variables implicites (non-observées) sont indépendantes des variables explicatives (Loriaux, 1995). Lorsque cette hypothèse n'est pas vérifiée, c'est-à-dire lorsque les variables non-observées sont corrélées aux variables explicatives, les coefficients des variables explicatives seront biaisés<sup>9</sup>.

### 2.2.1 Ecarts-types des coefficients de régression dans les analyses contextuelles

Le premier problème dans les analyses contextuelles provient de la corrélation positive des erreurs au sein des contextes. Il s'agit d'un problème classique dans l'analyse de données multi-niveaux, dans lesquelles les unités à un niveau "appartiennent" à des unités de niveaux supérieurs, comme des individus (niveau 1) regroupés en contextes (niveau 2). Ce problème est similaire à l'effet de grappe dans l'analyse d'enquêtes par sondages ou à l'effet de "clustering" dans l'étude de la mortalité infantile (Deaton, 1997).

Cette corrélation des erreurs provient du fait que certaines variables qui influencent le comportement étudié et qui varient entre contextes ne sont pas prises en compte dans les modèles. Cela revient à dire que les observations d'un même contexte se "ressemblent" en moyenne plus que celles de différents contextes (Deaton, 1997). Cette corrélation contrevient à l'hypothèse d'indépendance des erreurs dans la régression classique, ce qui se traduit par une sous-estimation des écarts-types des coefficients de régression et une augmentation du risque d'accepter comme significatif un effet qui ne l'est pas (erreur de première espèce) (Kreft et De Leeuw, 1998). La sous-estimation des écarts-

<sup>7</sup> Les indices  $i$  font référence aux individus, les indices  $j$  aux contextes.

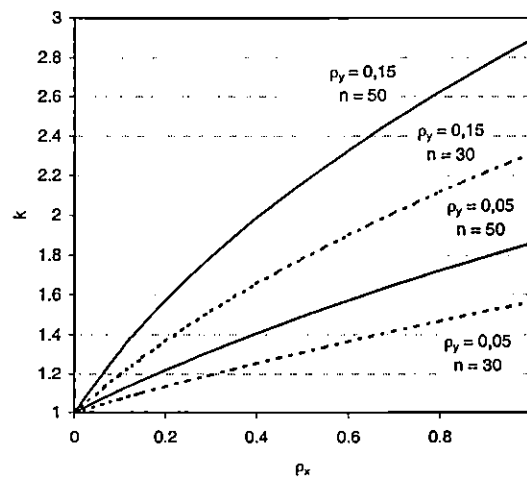
<sup>8</sup> Cette corrélation peut également provenir de variables individuelles non-observées dont la distribution varie entre contextes.

types sera d'autant plus grande que les variables explicatives ont une forte corrélation intra-contexte, que la corrélation intra-contexte des résidus est élevée, et que le nombre d'observations par contexte est important. Cette sous-estimation *sera donc généralement importante pour les variables explicatives contextuelles*, dont la corrélation intra-contexte est maximale (égale à 1).

Une formule générale pour corriger l'écart-type d'un coefficient dans le cas d'une régression linéaire classique avec une variable explicative et un nombre identique d'observations ( $n$ ) par contexte permet d'illustrer ceci (Goldstein, 1995). Le facteur de correction ( $k$ ), qui multiplie l'écart-type du coefficient de régression de la variable  $x$  estimé par moindres carrés ordinaires, dépend du nombre d'observations dans les contextes ( $n$ ), de la corrélation intra-contexte de la variable explicative ( $\rho_x$ ) et de la corrélation intra-contexte (résiduelle) de la variable dépendante ( $\rho_y$ ) :

$$k = \sqrt{1 + \rho_y \cdot \rho_x \cdot (n - 1)} \quad \text{Eq. 2-9}$$

Figure 2-2 : Facteur de correction des écarts-types en fonction de la corrélation intra-contexte de la variable explicative ( $\rho_x$ ), de la corrélation intra-contexte résiduelle de la variable dépendante ( $\rho_y$ ) et du nombre d'observations par contexte ( $n$ ).



La figure ci-dessus illustre ceci, indiquant par exemple que pour 50 observations par contexte et une corrélation intra-contexte résiduelle de la variable dépendante égale à 0,05 (soit des valeurs classiques pour la fécondité sur des enquêtes EDS), le facteur de correction sera supérieur à 1,8 pour une variable contextuelle. Pour une corrélation résiduelle intra-contexte de 0,15, il sera proche de 3.

Plusieurs solutions existent pour tenir compte de cette corrélation et corriger les écarts-types des coefficients dans des modèles plus complexes (méthode de Huber-White-Sandwich, Jackknife,...). Les modèles multi-niveaux sont l'une des solutions possi-

<sup>9</sup> Le sens du biais dépend des relations entre les variables non-observées, les variables explicatives et la variable dépendante. Par exemple, si l'instruction n'est pas observée, a une influence négative sur la fécondité et est corrélée négativement à la mortalité contextuelle (elle-même positivement liée à la fécondité), le biais dans l'estimation de l'effet de la mortalité sera positif.

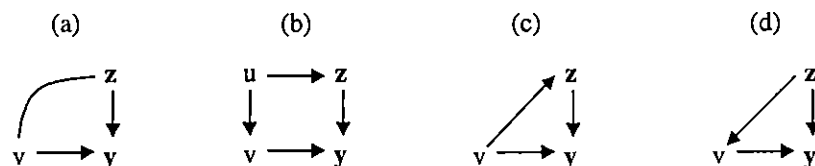
bles ; ils offrent en outre des possibilités intéressantes permettant de *profiter de la nature multi-niveaux plutôt que de la considérer comme une simple nuisance* (Goldstein et Silver, 1989 ; Snijders et Bosker, 1999). Nous y reviendrons.

### 2.2.2 Quelques risques de biais dans les analyses contextuelles

La sous-estimation des écarts-types est liée à l'existence de variables non-observées, que celles-ci soient corrélées ou non aux variables explicatives du modèle. Lorsque les variables non-observées influencent à la fois le comportement étudié et sont corrélées ou influencent les variables explicatives du modèle, on se trouve en présence de variables de confusion non-contrôlées (Wunsch et Thiltgès, 1993), ce qui conduit à des biais dans l'estimation des coefficients de régression<sup>10</sup>.

Le problème des variables de confusion est classique en sciences sociales. Il tient à la nature des données non-expérimentales généralement utilisées, et les analyses contextuelles n'y font pas exception<sup>11</sup>. Trois risques de biais liés à des variables de confusion sont a priori importants dans les analyses contextuelles : la présence d'effets de structure, les phénomènes d'auto-sélection, et le caractère endogène de certaines variables contextuelles. Nous les décrivons dans les pages qui suivent, en synthétisant quelques solutions possibles à ces problèmes.

Figure 2-3 : Représentation schématique d'effets de variables non-observées dans les analyses contextuelles.



Des schémas simplifiés permettent d'illustrer ces différents risques de biais (Figure 2-3). Ils comprennent une variable dépendante ( $y$ ), une variable explicative (observée) au niveau contextuel ( $z$ ) et une ou plusieurs variables non-observées ( $v, u$ ) individuelles ou contextuelles. Le biais dans l'estimation de l'effet de la variable contextuelle sur le comportement provient de sa corrélation avec la ou les variables non-observées ( $v, u$ ). La variable contextuelle et les variables non-observées peuvent être corrélées pour différentes raisons : une corrélation "naturelle" (a), une corrélation comme résultat d'une cause commune (b) ou d'une influence de  $v$  sur  $z$  (c). Une influence de  $z$  sur  $v$  se traduit par l'existence d'un *effet indirect* (d) ; nous abordons ce point ultérieurement.

<sup>10</sup> Si les variables non-observées sont influencées par les variables observées, il s'agit alors de variables intermédiaires qui ne doivent pas être contrôlées (Davis, 1985 ; Wunsch, 1995).

<sup>11</sup> Les approches expérimentales, rares en démographie, sont d'un intérêt limité dans l'analyse des influences contextuelles étant donné qu'elles ne concernent que les caractéristiques contextuelles "manipulables". Les approches quasi-expérimentales pour les analyses contextuelles, qui consistent à sélectionner des communautés en fonction des caractéristiques contextuelles d'intérêt en contrôlant les autres sources (individuelles et contextuelles) de variations (Bertrand et al., 1996 ; Smith, 1989), sont également rares. Dans la plupart des cas on se trouve donc dans des situations non-expérimentales, où les variations des caractéristiques individuelles et contextuelles ne sont pas contrôlées au stade de l'échantillonnage.

## Les effets de structure

Lorsque la variable non-observée ( $v$ ) se situe au niveau individuel, on peut interpréter le biais résultant de l'omission de cette variable comme un effet de structure. D'une manière générale, un effet de structure est lié au fait qu'une variable individuelle n'est pas contrôlée, que cette variable influence le comportement étudié, et que sa distribution (la structure) est corrélée à la (ou les) variable contextuelle<sup>12</sup>. Les effets de structure peuvent avoir différentes origines. Dans certains cas, les variables individuelles et contextuelles seront naturellement corrélées, sans qu'il n'y ait pour autant une relation causale entre elles (Figure 2-3a). C'est le cas par exemple d'une variable individuelle et de sa moyenne contextuelle<sup>13</sup>. Les variables individuelles et contextuelles peuvent aussi être corrélées parce qu'elles sont des manifestations communes d'un même système. On s'attend par exemple à trouver dans des contextes urbanisés plus de femmes instruites, une mortalité plus faible, plus de services de santé, la présence d'électricité, etc. Il n'y pas nécessairement de relations causales directes entre ces éléments, mais ils seront généralement corrélés. On peut représenter ceci schématiquement (Figure 2-3b) par l'existence d'une variable non observée ( $u$ ) qui influence à fois une variable contextuelle observée ( $z$ ) et une autre variable non-observée ( $v$ ). Par exemple, la mortalité contextuelle ( $z$ ) et l'instruction individuelle ( $v$ ) peuvent être corrélées par l'intermédiaire du caractère plus ou moins urbain ( $u$ ) du contexte, considéré ici comme une cause commune de la mortalité et de l'instruction. Si l'instruction individuelle ou le caractère urbain ne sont pas contrôlés dans le modèle, la relation entre la mortalité ( $z$ ) et la fécondité ( $y$ ) sera en partie fallacieuse.

D'une manière générale, la stratégie dans les analyses contextuelles consiste à contrôler les variables individuelles susceptibles de produire un effet contextuel fallacieux. Par exemple, si l'on cherche à évaluer l'effet contextuel de l'instruction, il est nécessaire de contrôler l'effet individuel, et la prise en compte des variables aux deux niveaux permet de distinguer l'effet individuel et contextuel. Le principe ne se limite pas aux variables contextuelles et à leur équivalent individuel (lorsqu'il existe), mais consiste de manière plus générale à contrôler les variables de confusion au niveau individuel.

## Effets d'auto-sélection

La corrélation entre variables individuelles et contextuelles peut également provenir d'effets d'auto-sélection. Il s'agit d'un problème classique dans l'évaluation de l'impact de projets de développement sur les comportements individuels (Pitt et al., 1999), qui peut également se poser dans l'interprétation des effets de variables contextuelles. Il a été discuté par divers auteurs en démographie, que ce soit en référence à la fécondité ou à la mortalité (Billy et al., 1989 ; DaVanzo, 1985 ; Freedman, 1974 ; Hugo, 1985 ;

<sup>12</sup> Lorsque l'équivalent individuel d'une variable contextuelle n'est pas pris en compte dans un modèle incluant la variable contextuelle, une partie (voire la totalité) de l'effet mesuré de cette variable peut donc être due à la variable individuelle omise.

<sup>13</sup> Elles ne sont pas nécessairement corrélées en théorie, mais le seront fréquemment en pratique. En fait, si la moyenne contextuelle de la variable individuelle varie entre contextes, ces deux variables seront corrélées.

Rosenzweig et Wolpin, 1988). On peut distinguer deux types de sélection résidentielle pouvant conduire à des estimations biaisées. Dans le premier cas, "la sélection résidentielle est liée à des caractéristiques individuelles autres que le comportement individuel étudié [...]. Le second type apparaît lorsque la sélection résidentielle est influencée par la variable dépendante elle-même" (Billy et Moore, 1992, p. 1004).

Comme exemple du premier type, on peut imaginer qu'une femme instruite aura tendance à migrer vers un lieu où les services de planification familiale sont plus développés (de façon délibérée ou pas), et que les individus instruits utilisent davantage la contraception. L'instruction ( $v$ ) est ici en quelque sorte une "cause commune" de la présence de services de planification familiale dans le contexte ( $z$ )<sup>14</sup> et de l'utilisation de la contraception ( $y$ ) (Figure 2-3c, page 56) (Blalock, 1985). Si la variable individuelle (l'instruction) n'est pas contrôlée, l'effet des services de planification familiale sur l'utilisation de la contraception sera biaisé (surestimé dans ce cas). Le second type de sélection (fonction de la variable dépendante) se produit par exemple si les femmes qui utilisent davantage la contraception migrent vers des lieux où la contraception est disponible précisément parce qu'elles l'utilisent. Le comportement étudié est ici lui-même une "cause" de la présence de services de planification familiale, et l'estimation de l'impact de ces services sera biaisée (Billy et Moore, 1992). Une autre manière de conceptualiser ce problème est de considérer que le comportement de l'individu à un moment antérieur est une "cause" de la présence de service de planification familiale dans le contexte à un moment ultérieur, et influence également le comportement au moment ultérieur (Figure 2-3c, page 56). Billy et al. (1989) recommandent dans une telle situation d'inclure une variable dichotomique indiquant si les individus ont migré récemment, afin d'estimer "l'effet partiel du contexte sur le comportement individuel en contrôlant leur décision de vivre dans ce contexte" (Billy et al., 1989, p. 4-22).

Malgré l'intérêt théorique du problème d'auto-sélection, il n'est pas clair que les biais sont importants pour l'analyse contextuelle de la fécondité. Ils sont a priori plus importants pour des petits groupes (réseaux sociaux,...) que pour des contextes plus larges comme des villages (Blalock, 1985)<sup>15</sup>. Nous en tiendrons toutefois compte dans les modèles de fécondité en incluant une variable indiquant si les individus ont migré, permettant de vérifier si les migrants ont des comportements différents des autres, et en

<sup>14</sup> Il s'agit à proprement parler plutôt d'une cause de la résidence dans un contexte disposant de services de planification familiale.

<sup>15</sup> Billy et al. (1989) présentent un argument visant à relativiser l'importance des effets d'auto-sélection. Selon eux, le coût (monétaire, psychologique,...) d'un changement de résidence est relativement élevé par rapport aux gains qu'il est susceptible d'apporter pour le comportement étudié. En deux mots, l'argument consiste à dire qu'il est peu probable qu'une femme qui utilise la contraception migre uniquement en raison de la meilleure accessibilité à la contraception, le coût de la migration étant élevé par rapport au gain attendu en termes d'accessibilité. Cet argument n'est toutefois pas totalement convaincant, dans la mesure où il ne concerne qu'une interprétation restrictive de la sélection résidentielle. En pratique, il est probable que les femmes migrent pour différentes raisons à la fois, par exemple la disponibilité d'emplois, la présence de services de santé, etc... La présence des services de planification familiale étant souvent associée à ce type de caractéristiques contextuelles, il y aura une sélection de fait (Schultz, 1992).

contrôlant les variables individuelles corrélées à la migration et aux comportements étudiés.

### **Le caractère endogène de variables contextuelles**

Un autre problème dans l'interprétation d'influences contextuelles sur la fécondité provient du caractère potentiellement endogène de certaines variables. Il est particulièrement fréquent pour les variables "manipulables" (services de santé, routes, politiques...), et il s'agit d'un problème classique dans la littérature sur l'évaluation de l'impact des services de planification familiale et de santé (Angeles et al., 1998 ; Benefo et Schultz, 1996 ; DaVanzo, 1985 ; Hotchkiss et al., 1999 ; Rosenzweig et Wolpin, 1986 ; Schultz, 1992). Ce problème est lié au fait que l'implantation de ces services n'est pas aléatoire, mais est ciblé en fonction de caractéristiques (non-observées) corrélées à la variable dépendante. On peut encore distinguer deux types d'endogénéité. Le premier lorsque la variable contextuelle est influencée par la variable dépendante (la fécondité par exemple), et le second lorsque la variable contextuelle et la variable dépendante sont toutes deux influencées par des facteurs communs.

Comme exemple du premier type, il se peut que les services de planification familiale soient introduits de manière préférentielle dans les zones à forte fécondité<sup>16</sup>. Le niveau de fécondité à un moment antérieur "cause" alors en quelque sorte la présence de services de planification familiale à un moment ultérieur (Bertrand et al., 1996)(Figure 2-3c, page 56), et influence également la fécondité à un moment ultérieur. Cela conduit à une estimation biaisée (sous-estimée dans ce cas) de l'effet de la présence de services de planification familiale sur la fécondité. Ceci expliquerait des relations parfois négatives entre la présence de services de planification familiale et l'utilisation de la contraception ou des relations positives avec la fécondité. De tels effets de signe contraire au signe attendu ont été rencontrés dans quelques travaux empiriques, par exemple en Thaïlande (Entwisle et al., 1997) et en Tanzanie (Beegle, 1995). Le phénomène inverse (surestimation) est probablement plus fréquent mais a des effets moins "spectaculaires", puisqu'il renforce la relation attendue. Le second type d'endogénéité se produit si l'implantation des services de planification familiale est corrélée à des variables qui influencent la fécondité, par exemple lorsqu'ils sont implantés d'abord dans les villes comme cela a été le cas au Maroc (Bertrand, 1998). Ce problème d'endogénéité, bien qu'il soit particulièrement fréquent dans le cas d'implantation de services de santé ou de planification familiale, et d'une manière plus générale de services et d'infrastructures (électricité, écoles,...) ne se limite pas à ces seules variables. Un exemple particulièrement intéressant de ce problème concerne l'interprétation de l'effet des politiques de

---

<sup>16</sup> A l'inverse, ils peuvent être introduits dans des zones où l'impact attendu est le plus important, c'est-à-dire où les femmes sont davantage réceptives à l'idée du contrôle de la fécondité.



population locales en Chine sur la probabilité d'avoir un second enfant (Short et Feng, 2001)<sup>17</sup>.

Le problème est donc le suivant : "si les décisions d'implantation sont faites sur la base de facteurs qui ne sont pas contrôlés dans le modèle statistique, on risque d'obtenir une estimation biaisée de l'impact du programme" (Bertrand et al., 1996, p. 56). La stratégie générale recommandée dans ces analyses, une fois de plus, est donc de contrôler les variables qui "expliquent" l'implantation des services de planification familiale. Schultz (1992, p. 83), suggère par exemple que "pour réduire la surestimation de l'effet du programme [de planification familiale], des variables de contrôle peuvent être introduites pour la demande de contraception telles que le niveau d'instruction des femmes et des hommes [...] de même que d'autres services de santé et d'éducation qui peuvent contribuer aux différences de demande de contraception". Les recommandations en la matière ne sont toutefois pas très détaillées, et la plupart des auteurs travaillant sur cette question contrôlent simplement quelques caractéristiques contextuelles mesurant le degré d'urbanisation et les variables individuelles traditionnelles (instruction, niveau de vie,...) susceptibles d'être liées à l'implantation des services de planification familiale (Steele et al., 1999).

Certains travaux ont néanmoins abordé ce problème de manière plus détaillée. Deux catégories de travaux peuvent être distinguées. Les premiers adoptent des méthodes multi-équations (Angeles et al., 1998 ; Bertrand et al., 1996) et consistent à modéliser les déterminants de l'implantation des services de planification familiale simultanément à l'estimation de leur impact sur les comportements individuels. Le principe des seconds consiste à mesurer l'effet de changements contextuels sur les changements des comportements individuels à l'aide de modèles à effets fixes (Hotchkiss et al., 1999). Nous reviendrons sur cette question d'endogénéité dans les chapitres consacrés aux déterminants de la fécondité et de la pratique contraceptive.

## 2.2.3 D'autres problèmes de l'analyse contextuelle

### Les effets indirects

Face aux risques d'effets de structure, d'auto-sélection et d'endogénéité, la stratégie générale consiste à contrôler les variables individuelles et contextuelles appropriées pour mesurer l'effet "réel" des variables contextuelles. Toutefois, si l'effet causal d'une variable contextuelle est médiatisé par d'autres variables (contextuelles ou individuelles)<sup>18</sup>, on est en présence d'effets indirects (Figure 2-3d, page 56). Dans ce cas, il ne faut a priori pas contrôler les variables intermédiaires (Wunsch, 1995) ou ne les

<sup>17</sup> Dans cette étude, les auteurs distinguent trois types de politiques locales selon le degré de permissivité par rapport au fait d'avoir un second enfant, et mesurent la probabilité d'avoir un second enfant en fonction du type de politique du village dans lequel résident les femmes. Un problème dans la mesure de cet impact est toutefois le fait que les politiques ne sont pas exogènes, puisqu'elles peuvent être (et sont certainement) adaptées en fonction des désirs de fécondité de la population locale ; l'effet mesuré est donc certainement surestimé.

<sup>18</sup> C'est par exemple le cas de la présence d'école dans les villages qui peut influencer la fécondité par l'intermédiaire de l'instruction des femmes.

contrôler que progressivement en fonction de leur position dans la structure causale (Davis, 1985). Il importe donc a priori de déterminer quelles sont les variables de confusion (à contrôler) et quelles sont les variables intermédiaires (à ne pas contrôler ou à contrôler dans un deuxième temps). En d'autres termes, il faut idéalement développer une "théorie causale qui relie les variables entre elles en spécifiant leur ordre" (Wunsch, 1995, p. 6).

Les discussions relatives à la distinction entre variables de confusion et variables intermédiaires<sup>19</sup> sont dans l'ensemble assez rares dans la littérature sur les effets contextuels en démographie. Dans la plupart des travaux, les variables explicatives sont prises en compte simultanément dans le modèle, ce qui revient à mesurer leurs effets nets. Certains travaux tiennent toutefois compte d'effets indirects potentiels et postulent donc un ordre causal entre variables explicatives.

En pratique, deux approches ont été utilisées pour tenir compte d'effets indirects dans les analyses contextuelles. La plus complexe consiste à travailler avec des méthodes multi-équations, qui permettent de modéliser simultanément les déterminants des variables intermédiaires et l'effet de ces variables intermédiaires sur le comportement étudié. Ces méthodes n'ont été appliquées que par quelques auteurs (DeGraff et al., 1997 ; Guilkey et Jayne, 1997 ; Jayne et Guilkey, 1998), et les effets indirects considérés concernent principalement l'influence de variables contextuelles sur la motivation pour le contrôle de la fécondité, et non pas sur des variables explicatives individuelles.

L'autre approche adoptée dans quelques travaux est plus simple et est basée sur la construction progressive des modèles, dans lesquels les variables contextuelles sont prises en compte en premier lieu, et les variables explicatives individuelles introduites dans une deuxième étape. L'évolution des coefficients des variables contextuelles indique alors dans quelle mesure les effets contextuels sont "médiatisés" par des variables individuelles. Entwistle et al. (1989, p. 1023), dans une analyse contextuelle des déterminants de la contraception en Egypte, décrivent leur démarche en ces termes : "Au lieu de commencer avec les déterminants individuels et de ménage des comportements contraceptifs et d'ensuite ajouter des déterminants potentiels au niveau macro, nous commençons avec les caractéristiques des villages. Seulement après avoir examiné les effets des caractéristiques des villages pourrions nous estimer dans quelle mesure ces effets sont médiatisés par des variables individuelles et de ménage". Cette procédure a été utilisée également par Hirschman et Guest (1990) dans une étude sur la fécondité en Asie, et par Billy et Moore (1992) sur la fécondité aux Etats-Unis<sup>20</sup>.

<sup>19</sup> Et d'une manière plus générale sur la structure causale des variables explicatives.

<sup>20</sup> Cette approche est basée sur le principe de "décomposition des effets" (Davis, 1985), qui consiste à construire les modèles progressivement, en mesurant d'abord l'effet de variables en contrôlant les variables de confusion, et en introduisant ensuite les variables intermédiaires. Cela permet donc de mesurer dans un premier temps ce que Davis appelle l'effet causal d'une variable (Davis, 1985, p. 46), qui est son effet total après le contrôle de variables de confusion mais avant le contrôle de variables intermédiaires. Dans un deuxième temps, on mesure son effet net (ou direct), c'est-à-dire l'effet résiduel après le contrôle de variables intermédiaires.

Le choix relatif à l'ordre d'introduction des variables ne porte donc, dans ces travaux, que sur le fait d'introduire d'abord les variables individuelles ou d'abord les variables contextuelles. Comme le notent Billy et Moore (1992, p. 986), "l'hypothèse de base est que la structure sociale est antérieure d'un point de vue causal aux comportements individuels, et que les variables contextuelles peuvent influencer la fécondité partiellement ou totalement par l'intermédiaire d'autres variables individuelles". Ces auteurs considèrent donc que toutes les variables individuelles sont des variables intermédiaires. Seul l'âge échappe à cette règle, s'agissant clairement d'une variable de confusion. Par ailleurs, ils ne discutent pas de la possibilité que certaines variables contextuelles soient également des variables intermédiaires.

A notre avis, c'est l'un des points problématiques des analyses contextuelles : la question des relations causales entre variables en "amont" de la variable dépendante est souvent négligée. Ce sera aussi l'un des points à approfondir ultérieurement dans notre travail. Si dans certains cas, nous pouvons clairement définir quelles sont les variables de confusion ou les variables intermédiaires, il est néanmoins souvent difficile de préciser clairement le rôle des variables explicatives dans la structure causale. L'approche que nous adopterons dans certaines analyses est loin d'être parfaite, mais essaiera de tenir compte de ce problème en introduisant les variables contextuelles progressivement en partant des plus lointaines dans la structure causale. Les variables individuelles seront introduites dans un deuxième temps.

### **La multicollinéarité**

On vient de le souligner, les variables contextuelles sont souvent assez fortement corrélées entre elles, étant donné qu'elles sont fréquemment des manifestations communes d'un système plus général ou s'influencent mutuellement. Les variables individuelles et leurs moyennes contextuelles peuvent aussi être plus ou moins fortement corrélées. Cette forte corrélation entre variables peut rendre difficile l'interprétation des coefficients de régression, et renforce l'importance de déterminer la position des variables dans la structure causale, étant donnée la relative instabilité de certains coefficients de régression selon que d'autres variables sont incluses ou non dans le modèle.

Une approche parfois utilisée face à ce problème de corrélation entre variables consiste à construire des indicateurs non corrélés entre eux par l'analyse factorielle. Les indicateurs ainsi construits perdent toutefois de leur spécificité, et mesurent souvent des concepts très généraux (modernité, accessibilité,...), qui ne représentent pas nécessairement un gain en termes d'interprétation (Casterline, 1985b). Ceci, selon nous, ne fait en quelque sorte que "déplacer le problème".

#### **2.2.4 Une brève synthèse**

Malgré l'intérêt des analyses contextuelles, elles sont soumises à différents problèmes pour la mise en évidence et l'interprétation des effets du contexte. C'est classique, nous l'avons dit, dans l'analyse de données non-expérimentales. Nous n'avons pas discuté ici

les problèmes qui se posent dans l'analyse des données individuelles, que l'on rencontre également dans les analyses contextuelles.

Tableau 2-2 : Synthèse de quelques problèmes dans l'analyse contextuelle des déterminants de la fécondité.

Problème	Description	Solutions possibles
Sous-estimation des écarts-types des coefficients de régression	Sous-estimation des écarts-types provenant de la corrélation des observations au sein des contextes	Méthodes de correction des écarts-types (Jackknife,...), analyse de covariance, modèles multi-niveaux.
Effets de structure	Structures de variables explicatives individuelles qui varient entre contextes et sont corrélées aux variables contextuelles	Contrôle des variables individuelles
Effets d'auto-sélection	Sélection des individus dans les contextes en fonction du comportement étudié ou de variables explicatives individuelles	Contrôle de variables individuelles expliquant la sélection Contrôle d'une variable indiquant la migration
Endogénéité de variables contextuelles	Variables contextuelles influencées par les comportements étudiés ou par des variables explicatives de ces comportements	Contrôle des variables expliquant les variables endogènes Méthodes multi-équations et méthodes longitudinales (dont les modèles à effets fixes)
Effets indirects de variables contextuelles	Influence d'une variable contextuelle médiatisée par une variable individuelle ou contextuelle	Méthodes multi-équations Introduction progressive des variables contextuelles dans les modèles
Multicolinéarité des variables contextuelles	Corrélation des variables contextuelles	Construction d'indicateurs indépendants par analyse factorielle, introduction progressive des variables dans les modèles

Le tableau ci-dessus (Tableau 2-2) synthétise les questions discutées dans les pages précédentes et les approches adoptées face à ces problèmes. (1) Le premier problème concerne la nature multi-niveaux des données et la sous-estimation des écarts-types des coefficients de régression avec les méthodes de régressions classiques. Plusieurs méthodes permettent de tenir compte de ce problème ; nous utiliserons des modèles multi-niveaux qui, en plus de tenir compte de la corrélation des observations, ont aussi d'autres avantages pour l'analyse de données contextuelles. Nous les présentons dans la suite de ce chapitre. (2) Les risques de biais liés à des effets de structure, d'auto-sélection et l'endogénéité des variables contextuelles sont généralement minimisés de manière classique en contrôlant les variables individuelles ou contextuelles pertinentes. Des approches basées sur des données longitudinales peuvent également limiter certains risques de biais. Nous utiliserons de telles approches dans les analyses empiriques sur la fécondité. (3) L'approche que nous adopterons pour évaluer l'existence d'effets contextuels indirects consistera à définir a priori les relations entre variables et à les introduire progressivement dans les modèles.

## 2.3 Méthodes multi-niveaux d'analyse contextuelle de la fécondité

Dans la partie précédente, nous avons passé en revue des problèmes susceptibles de se poser dans les analyses contextuelles de la fécondité. Dans cette partie, nous abordons les méthodes d'analyse contextuelle de la fécondité et de ses variables intermédiaires, en nous concentrant plus particulièrement sur les modèles multi-niveaux utilisés dans la suite de ce travail<sup>21</sup>. Dans un premier temps, nous présentons deux approches classiques (analyse de covariance et analyse contextuelle par régression classique). Nous passons ensuite aux modèles multi-niveaux linéaires, aux modèles pour données catégoriques (régression de Poisson et régression logistique), aux modèles biographiques et touchons ensuite un mot de méthodes d'analyse longitudinale.

### 2.3.1 Les approches classiques

Deux approches classiques ont souvent été utilisées dans l'analyse contextuelle, que ce soit en démographie ou dans d'autres sciences sociales : (1) l'analyse de covariance et (2) l'analyse contextuelle par régression classique<sup>22</sup>.

L'analyse de covariance (ANCOVA) revient à estimer un modèle de régression contenant  $n-1$  variables dichotomiques (pour  $n$  contextes), mesurant la déviation de chaque contexte par rapport à un contexte de référence (Kreft et De Leeuw, 1998). Cette méthode estime la relation individuelle au sein des contextes ( $\beta_{ind}$ ) et fournit une mesure de la variance entre groupes. Une différence majeure par rapport aux modèles multi-niveaux (voir point 2.3.3) est que l'appartenance au contexte est prise en compte par des effets fixes (les variables dichotomiques), alors qu'il s'agit d'effets aléatoires dans les modèles multi-niveaux. L'intérêt des effets fixes est que la totalité de l'hétérogénéité non-observée<sup>23</sup> entre contextes est contrôlée. Les écarts-types des coefficients de régression sont donc correctement estimés et les coefficients des variables individuelles ne sont pas biaisés du fait de variables contextuelles non-observées. Son inconvénient majeur est que les variables dichotomiques n'ont pas de réelle interprétation substantielle, et qu'elle ne permet pas d'inclure des variables explicatives au niveau contextuel, toute l'hétérogénéité étant absorbée par les variables dichotomiques (Kreft et De Leeuw, 1998 ; Loriaux, 1989). En d'autres mots, cette approche n'est clairement pas appropriée pour estimer l'effet de variables contextuelles sur la fécondité.

L'intérêt de l'analyse contextuelle par régression classique en revanche est *de permettre d'inclure des variables explicatives contextuelles*. Nous avons déjà discuté du cas particulier où une variable individuelle et sa moyenne contextuelle sont prises en compte simultanément dans un modèle (Eq. 2-1, page 50). Le coefficient au niveau individuel mesure dans ce cas la relation au sein des contextes (identique au coefficient d'une

<sup>21</sup> Nous traitons ici les points essentiels ; certains détails relatifs aux méthodes d'estimation sont repris en annexe, et les modèles seront davantage développés dans les analyses empiriques.

<sup>22</sup> Une troisième approche, adoptée notamment par Lesthaeghe et al. (1985), consiste à estimer des régressions sur données individuelles dans les différents contextes, et comparer ensuite les coefficients de régression. Cette méthode n'est toutefois pas adaptée aux situations les plus courantes dans lesquelles le nombre de contextes est élevé et le nombre d'observations par contexte est faible.

analyse de covariance) et l'autre coefficient mesure l'effet contextuel. Les biais liés à l'hétérogénéité non-observée peuvent donc être contrôlés dans les modèles par la prise en compte des moyennes contextuelles des variables individuelles (Snijders et Bosker, 1999) ; les coefficients sont alors identiques à ceux d'une analyse de covariance. Un inconvénient de cette approche est toutefois de ne pas tenir compte de la corrélation des observations au sein des contextes, et de conduire à une *sous-estimation des écarts-types des coefficients*.

Les modèles multi-niveaux, que nous présentons dans les pages qui suivent, combinent les avantages de modèles de covariance et de régression contextuelle. Ils offrent en outre d'autres possibilités que nous présenterons brièvement et que nous utiliserons dans les analyses empiriques.

### 2.3.2 Aperçu général des modèles multi-niveaux

Les premières applications de modèles multi-niveaux à l'analyse des déterminants de la fécondité remontent au début des années 1980 (Mason et al., 1983). Ces modèles étaient alors des modèles linéaires. Ils ont depuis lors été étendus aux modèles pour données catégoriques et aux modèles biographiques.

Ces modèles sont connus sous divers noms dans différentes disciplines : modèles hiérarchiques, modèles mixtes, modèles à coefficients aléatoires,... Ces noms ne recouvrent pas toujours exactement le même ensemble de modèles mais ils ont comme point commun de traiter des données hiérarchiques, c'est-à-dire des données dans lesquelles les unités à un niveau "appartiennent" à des unités de niveaux supérieurs, comme des individus (niveau 1) regroupés en contextes (niveau 2). Un autre exemple de données hiérarchiques traitées avec ces modèles sont des données sur des enfants (niveau 1) regroupés selon la mère (niveau 2) dans l'analyse des déterminants de la mortalité infantile (Sastry, 1997). Les modèles multi-niveaux sont également utilisés dans les analyses longitudinales, les observations à différents moments pour un même individu étant au niveau le plus bas de la hiérarchie, et les individus les unités de niveau 2. Bien qu'en théorie le nombre de niveaux ne soit pas limité, les applications traitant plus de trois niveaux sont relativement rares et la majorité se limite à deux niveaux d'analyse<sup>24</sup>.

Le point commun de ces données hiérarchiques est la corrélation des observations, ce qui, comme nous l'avons déjà souligné, contrevient à l'hypothèse d'indépendance des résidus de la régression classique et se traduit par une sous-estimation des écarts-types des coefficients de régression. Les modèles multi-niveaux tiennent compte de cette corrélation dans l'estimation des écarts-types des coefficients de régression par l'inclusion de termes d'erreur au niveau contextuel. Ils ont également d'autres avantages, en permettant de tester l'hétérogénéité entre contextes de l'effet de variables individuelles (autrement que par la prise en compte d'interactions entre variables), d'estimer des coefficients de régression propres à chaque contexte et de calculer des coefficients de

<sup>23</sup> C'est-à-dire l'hétérogénéité liée à des variables explicatives non-observées.

<sup>24</sup> Nous centrerons la présentation sur les modèles à deux niveaux, qui sont les modèles que nous utiliserons dans les analyses. L'extension à plus de deux niveaux répond toutefois aux mêmes principes.

détermination ( $R^2$ ) par niveau d'analyse. Nous reviendrons sur ces éléments, après avoir présenté les principes généraux des modèles multi-niveaux linéaires.

### 2.3.3 Modèles multi-niveaux linéaires

La forme générale d'un modèle linéaire à deux niveaux comprenant une variable explicative individuelle ( $x$ ) et une variable explicative contextuelle ( $z$ ) est la suivante,  $y_{ij}$  étant par exemple la fécondité (DRAT, Parité,...) d'une femme  $i$  appartenant au contexte  $j$  :

$$y_{ij} = (\beta_0 + u_{0j}) + (\beta_1 + u_{1j}) \cdot x_{ij} + \gamma \cdot z_j + e_{ij} \quad \text{Eq. 2-10}$$

$$\text{où} \quad \begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & \sigma_{u01} \\ \sigma_{u01} & \sigma_{u1}^2 \end{pmatrix} \right]$$

$$\text{et} \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma_{e0}^2), \text{ cov}(u_{0j}, e_{ij}) = 0, \text{ cov}(u_{1j}, e_{ij}) = 0$$

Le coefficient  $\beta_0$  est la constante du modèle,  $\beta_1$  est le coefficient de la variable explicative individuelle ( $x$ ), et  $\gamma$  est le coefficient de la variable explicative contextuelle ( $z$ ). La constante ( $\beta_0$ ) et la "pente" ( $\beta_1$ ) sont ici toutes deux accompagnées d'un terme d'erreur contextuel ( $u_{0j}$  et  $u_{1j}$ ), qui représente la déviation du contexte  $j$  par rapport au coefficient moyen dans l'échantillon. Ces termes d'erreur sont supposés suivre une loi normale bivariable, de moyennes nulles, de variances  $\sigma_{u0}^2$  et  $\sigma_{u1}^2$ , et de covariance  $\sigma_{u01}$ . L'erreur individuelle ( $e_{ij}$ ) est de moyenne nulle et de variance égale à  $\sigma_{e0}^2$ . Ce modèle permet donc de considérer que chaque contexte a une ordonnée à l'origine et un coefficient de régression de la variable individuelle qui lui sont spécifiques (Goldstein, 1995)<sup>25</sup>. Cette hétérogénéité entre contextes des coefficients de régression peut donc être testée et ensuite expliquée par des variables individuelles et contextuelles.

#### *Les écarts-types des coefficients de régression*

Les modèles multi-niveaux, par la prise en compte de termes d'erreur au niveau contextuel, tiennent compte de la corrélation des résidus au sein des contextes, c'est-à-dire du fait que les observations ne sont pas indépendantes. Les écarts-types des coefficients de régression sont donc typiquement plus élevés dans les modèles multi-niveaux, en particulier pour les variables contextuelles. Les formules permettant de comparer les écarts-types estimés par modèles multi-niveaux à ceux estimés par moindres carrés ordinaires pour les cas généraux sont très complexes (Longford, 1993). Pour le cas particulier des effets de variables contextuelles estimés avec des données comprenant un nombre égal d'observations ( $n$ ) par contexte (Deaton, 1997), le rapport de l'écart-type du coefficient estimé par modèle multi-niveaux et de l'écart-type du coefficient estimé par moindres carrés ordinaire est simplement égal à :

<sup>25</sup> A la différence des modèles à effets fixes (analyse de covariance), les termes contextuels sont considérés comme aléatoires, et sont supposés indépendants des variables explicatives du modèle.



$$k = \sqrt{1 + \rho_y \cdot (n - 1)} \quad \text{Eq. 2-11}$$

$$\text{Avec } \rho_y = \frac{\sigma_{u0}^2}{\sigma_{u0}^2 + \sigma_{e0}^2} \quad \text{Eq. 2-12}$$

Le coefficient de corrélation intra-classe ( $\rho_y$ ) mesure l'homogénéité intra-contexte (résiduelle) de la variable dépendante<sup>26</sup>. Plus la variance contextuelle résiduelle ( $\sigma_{u0}^2$ ) et le nombre d'observations au sein des contextes ( $n$ ) sont élevés, plus la sous-estimation des écarts-types dans la régression classique sera importante.

Afin d'illustrer les différences dans les écarts-types estimés par les modèles multi-niveaux et les moindres carrés ordinaires, nous reprenons et complétons ici l'exemple de la section 2.1.3 (page 52) sur la relation entre le DRAT et le niveau de vie au Maroc rural (Tableau 2-3). La partie gauche du tableau reprend les résultats d'une régression contextuelle, la première estimée par moindres carrés ordinaires, la seconde par modèle multi-niveaux. La partie droite du tableau reprend les résultats de modèles sur données individuelles que nous commenterons ensuite brièvement.

Tableau 2-3 : Comparaison des résultats de méthodes multi-niveaux et de régression par moindres carrés ordinaires pour la relation entre le DRAT et le niveau de vie, Maroc rural, 1992.

	Analyse contextuelle		Analyse individuelle	
	Moindres carrés	Multi-niveaux	Moindres carrés	Multi-niveaux
Constante	-0,870*** (0,014)	-0,872*** (0,023)	0,852*** (0,011)	-0,845*** (0,015)
Niveau de vie ménage	-0,093+ (0,056)	-0,093* (0,054)	-0,179*** (0,039)	-0,132*** (0,047)
Niveau de vie moyen	-0,168** (0,078)	-0,170+ (0,112)	-	-
Variance contextuelle	-	0,006***	-	0,007***
Variance individuelle	0,108***	0,102***	0,109***	0,102***
+ : p<0,2 * : p<0,1 ** : p<0,05 *** : p<0,01 (test bilatéraux, sauf pour les variances)				
Nombre total d'observations : 2463 ; nombre moyen d'observations par contexte : 33,3.				

La comparaison des modèles contextuels (colonnes de gauche) indique que les écarts-types des coefficients (entre parenthèses) diffèrent sensiblement entre les deux approches. C'est le cas pour la constante, dont l'écart-type est 65 % plus élevé dans le modèle multi-niveaux. Ceci n'a aucune incidence sur sa significativité. Par contre, le coefficient du niveau de vie moyen, qui est significatif au seuil de 5 % dans le premier modèle, devient non significatif dans le modèle multi-niveaux, l'écart-type étant 43 % plus élevé que dans le modèle estimé par moindres carrés. Les écarts-types de la variable individuelle sont par contre pratiquement identiques dans les deux modèles. En clair, le fait

<sup>26</sup> Cette formule est en fait égale à la formule de l'équation (Eq. 2-9, page 55) avec une corrélation intra-contexte de la variable explicative égale à l'unité.



de tenir compte de la nature multi-niveaux des données conduira souvent à des modèles plus parcimonieux (Kreft et De Leeuw, 1998), certaines variables significatives dans la régression classique ne l'étant plus avec des modèles multi-niveaux. C'est *particulièrement vrai pour les variables contextuelles dont les effets peuvent être largement significatifs lorsque mesurés avec les méthodes de régression classiques, et non-significatifs avec les méthodes multi-niveaux.*

### ***Les coefficients de régression***

La comparaison du modèle individuel estimé par moindres carrés et du modèle équivalent estimé par un modèle multi-niveaux (incluant un terme d'erreur contextuel) montre aussi que les coefficients de régression sont différents dans ces deux modèles (colonnes de droite du Tableau 2-3). Le coefficient de la variable (individuelle) du modèle multi-niveaux a une valeur intermédiaire ( $\beta_m = -0,132$ ) entre le coefficient du modèle individuel estimé par moindres carrés ( $\beta_{tot} = -0,179$ ) et celui de la régression contextuelle ( $\beta_{ind} = -0,093$ ). Le modèle multi-niveaux ne corrige donc pas (totalement) le biais lié à l'hétérogénéité non-observée. En réalité, quand il y a un effet contextuel non contrôlé ( $\beta_{cont} \neq 0$ ), le coefficient estimé par le modèle multi-niveaux est "un mélange ininterprétable" et n'est égal ni à  $\beta_{ind}$ , ni à  $\beta_{cont}$ , ni à  $\beta_{tot}$  (Bryk et Raudenbush, 1992, p. 121 ; Kreft et De Leeuw, 1998)<sup>27</sup>. Par contre, lorsque la moyenne contextuelle de la variable individuelle est prise en compte dans le modèle multi-niveaux, les coefficients sont pratiquement identiques à ceux du modèle de régression contextuelle (partie gauche du Tableau 2-3, page 67).

### ***L'hétérogénéité des coefficients de régression***

Un intérêt des modèles multi-niveaux est de permettre de tester l'hétérogénéité entre contextes des coefficients de régression. Cela revient à tester si la variance des termes d'erreur contextuels est significativement différente de 0, ce qui est réalisé par des tests de rapport de vraisemblance.

Dans le cas le plus simple, où l'on considère que seule l'ordonnée à l'origine varie entre contextes, on parlera de *modèle à variance composée*. En ne considérant qu'une variable individuelle et en regroupant les termes d'erreur en fin d'équation, on obtient :

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{ij} + u_{0j} + e_{ij} \quad \text{Eq. 2-13}$$

Un modèle à variance composée avec une variable explicative se traduit graphiquement par un ensemble de droites parallèles (Figure 2-4a).

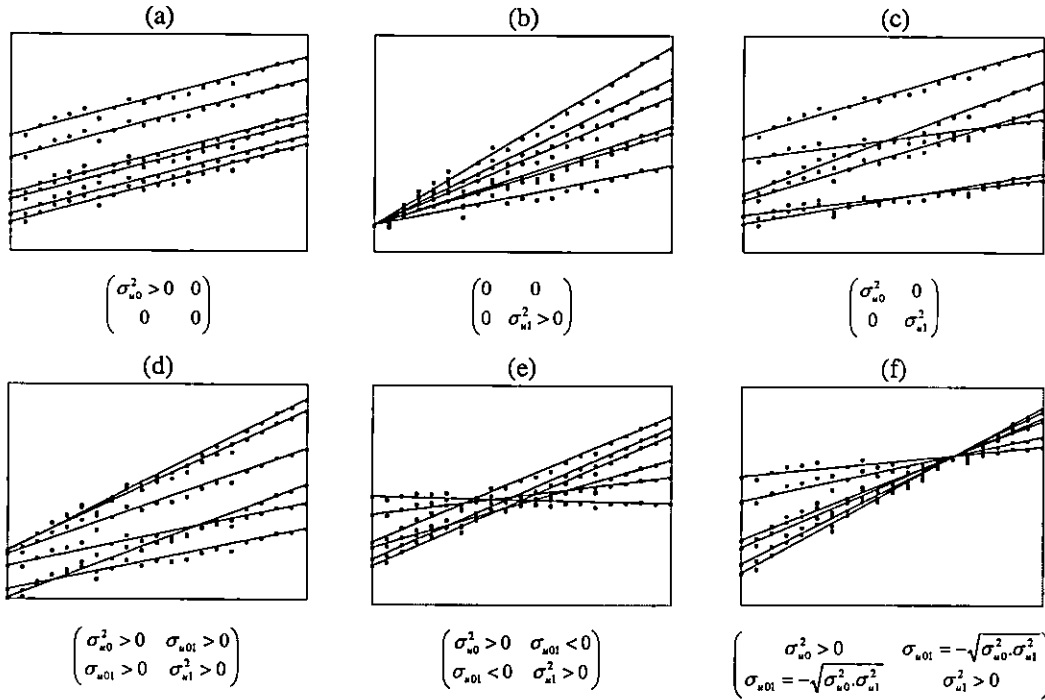
Si l'on étend ce modèle de sorte que le coefficient de la variable  $x$  varie entre contextes, on a un *modèle à coefficients aléatoires*, qui se note de la manière suivante :

<sup>27</sup> Lorsque la variance du terme d'erreur contextuel est nulle, le coefficient est égal à  $\beta_{tot}$  (Aitkin et Longford, 1986), c'est-à-dire la relation estimée sur données individuelles par régression classique. A l'inverse, lorsque la variance du terme d'erreur contextuel est très élevée par rapport à la variance du terme d'erreur individuel, le coefficient du modèle multi-niveaux tend vers  $\beta_{ind}$ , c'est-à-dire le coefficient obtenu par une analyse de covariance. C'est également le cas lorsque le nombre d'observations par contexte est élevé (Kreft et De Leeuw, 1998).

$$y_{ij} = \beta_0 + (\beta_1 + u_{1j})x_{ij} + u_{0j} + e_{ij} \quad \text{Eq. 2-14}$$

Les droites de régression ne sont ici plus parallèles, mais peuvent prendre différentes configurations en fonction de la matrice de variance-covariance des termes d'erreur contextuels (Figure 2-4b, c, d, e, f)<sup>28</sup> (Longford, 1993).

Figure 2-4 : Représentations graphiques simplifiées d'un modèle à variance composée (a) et de modèles à coefficients aléatoires (b, c, d, e, f)<sup>29</sup>.



### Les résidus contextuels et les coefficients de régression propres aux contextes

Un autre intérêt des modèles multi-niveaux est de fournir les résidus contextuels, qui permettent d'estimer les coefficients de régression propres à chaque contexte. Des régressions effectuées séparément sur chaque contexte donnent généralement des coefficients instables (avec une variance élevée), étant donné le faible nombre d'observations dans chacun d'eux (Courgeau, 1999 ; Longford, 1993). Les coefficients spécifiques aux contextes obtenus dans un modèle multi-niveaux (estimateurs bayésiens empiriques) sont par contre plus stables, et sont un "compromis" entre le coefficient moyen dans l'ensemble de l'échantillon et les coefficients estimés au sein de chaque contexte séparément. Le principe est ici "d'emprunter" de l'information à l'ensemble de l'échantillon pour obtenir des estimations plus efficaces des coefficients

<sup>28</sup> Les matrices de variance-covariance des termes d'erreurs contextuels sont reprises sous les graphiques correspondants.

<sup>29</sup> Les points représentent les observations au niveau individuel, et les lignes sont les droites de régression au niveau contextuel. Dans le but de simplifier le graphique, les points ici sont volontairement moins dispersés autour des droites que ce qu'ils ne le sont généralement en réalité. Le nombre de contextes (droites) est également généralement beaucoup plus important (au moins une cinquantaine) que ce que les figures ne montrent ici.

spécifiques aux contextes. Une utilité de ces estimateurs bayésiens empiriques est de permettre des analyses exploratoires et la sélection de contextes particuliers pour des analyses plus approfondies (Bryk et Raudenbush, 1992 ; Diamond et Guilkey, 1997 ; Gleave et al., 2000).

Ceci peut être illustré par l'exemple d'un modèle vide à variance composée, c'est-à-dire un modèle sans variable explicative :

$$y_{ij} = \beta_0 + u_{0j} + e_{ij} = \beta_{0j} + e_{ij} \quad \text{Eq. 2-15}$$

L'estimation de  $\beta_{0j}$  fournie par le modèle multi-niveaux ( $\hat{\beta}_{0j}^{EB}$ ) sera une moyenne pondérée de l'estimation du coefficient dans le contexte  $j$  (moyenne de  $y_{ij}$  dans le contexte, égale à  $\hat{\beta}_{0j}$ ) et du coefficient estimé sur l'ensemble de l'échantillon (moyenne dans l'échantillon, égale à  $\hat{\beta}_0$ ) (Snijders et Bosker, 1999) :

$$\hat{\beta}_{0j}^{EB} = \lambda_j \cdot \hat{\beta}_{0j} + (1 - \lambda_j) \cdot \hat{\beta}_0 \quad \text{Eq. 2-16}$$

$$\text{avec } \lambda_j = \frac{\sigma_{u0}^2}{\sigma_{u0}^2 + \sigma_{e0}^2 / n_j} \quad \text{Eq. 2-17}$$

Les pondérations ( $\lambda_j$ ) mesurent la fiabilité de la moyenne dans le contexte  $j$  ( $\hat{\beta}_{0j}$ ). Elles dépendent de la variance contextuelle ( $\sigma_{u0}^2$ ), de la variance individuelle ( $\sigma_{e0}^2$ ), et du nombre d'observations dans le contexte  $j$  ( $n_j$ ). Lorsque le nombre d'observations dans le contexte est élevé,  $\lambda_j$  tend vers 1 et l'estimateur bayésien empirique tend vers la moyenne du contexte  $j$ . Lorsque  $n_j$  est faible,  $\lambda_j$  tend vers le coefficient de corrélation intra-contexte, est l'estimateur bayésien empirique est d'autant plus proche de la moyenne du contexte que la variance contextuelle est élevée. Cette formule montre donc que l'estimateur bayésien empirique est d'autant plus biaisé vers la moyenne de l'échantillon que le nombre d'observations dans le contexte est faible et que la variance contextuelle est faible. L'estimateur bayésien empirique a toutefois une erreur quadratique moyenne<sup>30</sup> plus faible (Efron et Morris, 1977 ; Longford, 1993 ; Snijders et Bosker, 1999) ; en d'autres termes il est plus efficace que la moyenne du contexte  $j$ . Le principe peut être étendu pour les coefficients de régression de variables explicatives, l'idée étant toujours que les estimateurs bayésiens empiriques sont plus efficaces que des coefficients de régression estimés séparément sur chaque contexte.

Les figures ci-dessous illustrent ceci, pour la relation entre le DRAT et le niveau de vie au Maroc rural, en comparant les droites de régressions estimées séparément sur chaque contexte (Figure 2-5) et les droites obtenues dans un modèle multi-niveaux (Figure 2-6). On voit clairement que l'hétérogénéité des droites de régression estimées séparément est nettement plus importante que pour les droites estimées par modèle multi-niveaux<sup>31</sup>. Les premières sont dans une large mesure dominée par du "bruit", lié aux

<sup>30</sup> Somme de la variance et du biais au carré.

<sup>31</sup> Les échelles en abscisse et en ordonnée sont identiques sur les deux figures.

faibles effectifs à l'intérieur des contextes (une trentaine de femmes en moyenne dans cet exemple). Les secondes sont beaucoup plus stables.

Figure 2-5 : Relations entre le DRAT et le niveau de vie estimées séparément par régression au sein de chaque contexte

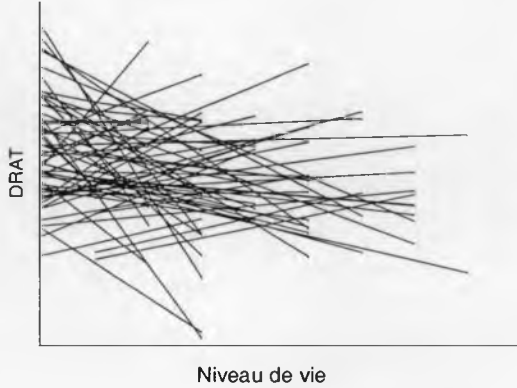
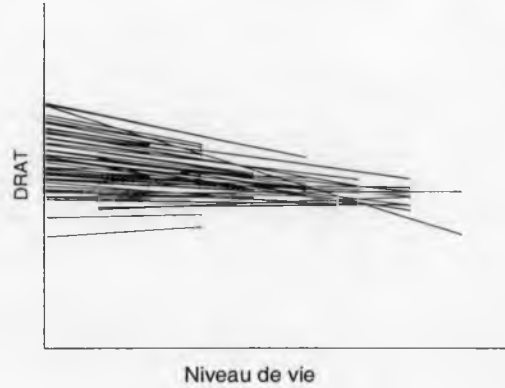


Figure 2-6 : Relations entre le DRAT et le niveau de vie pour chaque contexte estimées par modèles multi-niveaux (estimateurs bayésiens empiriques)



### *Coefficient de corrélation intra-classe et coefficients de détermination par niveaux*

Les modèles multi-niveaux linéaires à variance composée permettent de décomposer la variance totale par niveau, ce qui donne la possibilité de calculer un coefficient de corrélation intra-contexte et des coefficients de détermination ( $R^2$ ) par niveau.

Dans le cas d'un modèle à variance composée (Eq. 2-13), la variance résiduelle totale est simplement égale à la somme de la variance résiduelle contextuelle ( $\sigma^2_{u0}$ ) et de la variance individuelle ( $\sigma^2_{e0}$ ) :

$$\text{var}(u_{0j} + e_{ij}) = \text{var}(u_{0j}) + \text{var}(e_{ij}) = \sigma^2_{u0} + \sigma^2_{e0} \quad \text{Eq. 2-18}$$

Cette décomposition de la variance peut servir au calcul du coefficient de corrélation intra-contexte ( $\rho$ ), qui mesure le rapport de la variance résiduelle contextuelle à la variance résiduelle totale<sup>32</sup> :

$$\rho_v = \frac{\sigma^2_{u0}}{\sigma^2_{u0} + \sigma^2_{e0}} \quad \text{Eq. 2-12}$$

Cette décomposition permet aussi de calculer un coefficient de détermination à chaque niveau en comparant les variances résiduelles aux variances d'un modèle vide (sans variable explicative) pour chaque niveau. Si l'on indique par un astérisque la variance du modèle vide, on a les formules suivantes pour les  $R^2$  aux niveaux 1 et 2 :

$$R^2_1 = 1 - \frac{\sigma^2_{e0}}{\sigma^{*2}_{e0}} \quad \text{Eq. 2-19}$$

<sup>32</sup> Il permet "d'identifier le niveau d'agrégation auquel il est le plus profitable de collecter des données complémentaires" (Diamond et Guilkey, 1997, p. 4)

$$R^2_2 = 1 - \frac{\sigma^2_{u0}}{\sigma^{*2}_{u0}} \quad \text{Eq. 2-20}$$

Ces coefficients donnent généralement une bonne idée du poids explicatif des variables à chaque niveau, bien qu'ils aient quelques inconvénients, en particulier le fait que le  $R^2$  au niveau contextuel puisse avoir une valeur négative dans certains cas. Ces problèmes sont discutés en détail par Snijders et Bosker (Snijders et Bosker, 1994). Le fait de pouvoir calculer des  $R^2$  au niveau contextuel a un intérêt important : cela permet de comparer la variance expliquée par des variables contextuelles à la variance explicable par ces variables, puisque la variance à l'intérieur des contextes (individuelle) ne peut par définition être expliquée par des variables contextuelles. En d'autres mots, cela donne une idée plus "honnête" de l'importance des variables contextuelles (Bryk et Raudenbush, 1992).

Soulignons toutefois deux points :

- (1) Dans un modèle à coefficients aléatoires, la décomposition de la variance n'est pas aussi directe, étant donné que la variance résiduelle dépend des valeurs de  $x$ . Les coefficients de corrélation intra-contexte et les  $R^2$  par niveaux seront toutefois généralement proches de ceux fournis par un modèle à variance composée (Snijders et Bosker, 1999).
- (2) Dans les modèles non-linéaires, la décomposition de la variance est également moins directe. Il est néanmoins possible de calculer des  $R^2$  au niveau contextuel, propriétés que nous utiliserons dans les analyses empiriques. Cela permet donc de juger du poids des facteurs individuels et contextuels dans l'explication de l'hétérogénéité contextuelle<sup>33</sup>.

### 2.3.4 Les méthodes multi-niveaux pour données catégoriques

Les méthodes de régression linéaires multi-niveaux sont relativement peu utilisées en démographie. La raison principale tient à la nature des variables dépendantes qui sont rarement des variables continues, et le plus souvent catégoriques<sup>34</sup>. Il s'agit par exemple du nombre de naissances au cours d'une période donnée ou d'une variable dichotomique indiquant l'utilisation de la contraception à un moment donné. Certaines méthodes pour données catégoriques ont toutefois été également étendues pour tenir compte de la nature multi-niveaux des données (Goldstein, 1995 ; Snijders et Bosker, 1999). Nous présentons ici deux méthodes qui seront utilisées par la suite, la régression de Poisson multi-niveaux et la régression logistique multi-niveaux, et passerons ensuite aux modèles biographiques multi-niveaux.

<sup>33</sup> Certaines complications interviennent toutefois dans le calcul de ces  $R^2$  dans les modèles de régression logistique multi-niveaux. Nous y reviendrons dans les analyses.

<sup>34</sup> Nous avons utilisé des modèles multi-niveaux linéaires dans des travaux précédents sur le Maroc rural, l'un prenant comme variable dépendante la parité à 25-34 ans (Schoumaker, 2001), l'autre le DRAT (Schoumaker et Tabutin, 1999a).

## La régression de Poisson

La régression de Poisson a plusieurs avantages sur la régression linéaire pour l'analyse statistique de la fécondité. D'une manière générale, elle est adaptée aux données non-négatives entières (Cameron et Trivedi, 1998), par exemple le nombre de naissances d'une femme au cours d'une période, et elle tient compte de l'augmentation de la variance de la fécondité en fonction de son niveau (hétéroscédasticité). Par ailleurs, la forme log-linéaire du modèle est telle qu'une variable explicative a un effet multiplicatif sur la fécondité, ce qui est une hypothèse souvent plus raisonnable que l'effet additif (Rodriguez, 2000)<sup>35</sup>. La régression de Poisson permet aussi d'intégrer un "offset", c'est-à-dire une variable indépendante dont le coefficient est fixé à l'unité. Cela permet par exemple de modéliser des taux de fécondité légitime en contrôlant la durée de mariage de chaque femme<sup>36</sup> (Trussell et Rodriguez, 1990) ou d'inclure dans l'équation un standard de référence, telle qu'une série de taux de fécondité naturelle (Rodriguez et Cleland, 1988). Nous utiliserons cette propriété dans les analyses des déterminants de la fécondité légitime au Maroc.

Une manière de présenter le modèle de Poisson pour l'analyse des déterminants de la fécondité est de considérer que le nombre moyen d'événements (naissances) au cours d'une période donnée est le produit d'un taux de fécondité ( $\lambda$ ) et d'une durée d'exposition au risque ( $t$ ). On a dans ce cas un modèle "log-rate" (Powers et Xie, 2000). La probabilité que la variable aléatoire  $Y_i$  soit égale à la valeur  $y_i$  (le nombre de naissances observées pour l'individu  $i$  au cours de la période), est supposée suivre une loi de Poisson de moyenne  $\mu_i$ , celle-ci étant égale au produit de la durée d'exposition au risque de cet individu ( $t_i$ ) et du taux de fécondité prédit pour cet individu ( $\lambda_i$ ) par les variables explicatives. On note ceci de la manière suivante :

$$P(Y_i = y_i | \mu_i) = \frac{e^{-\mu_i} \cdot \mu_i^{y_i}}{y_i!} \quad \text{Eq. 2-21}$$

$$\mu_i = t_i \cdot \lambda_i \quad \text{Eq. 2-22}$$

Le logarithme de  $\mu_i$  est donc égal à la somme du logarithme de la durée d'exposition au risque et du logarithme du taux de fécondité :

$$\ln(\mu_i) = \ln(t_i) + \ln(\lambda_i) \quad \text{Eq. 2-23}$$

Le logarithme de la durée d'exposition au risque, qui a un coefficient égal à l'unité, est l'offset et le logarithme du taux peut être modélisé comme une fonction linéaire de  $k$  variables explicatives :

<sup>35</sup> Par exemple, si l'on modélise la parité comme une fonction de l'instruction dans un modèle de régression linéaire (effet additif), l'hypothèse est que la différence absolue du nombre d'enfants entre les femmes instruites et sans instruction est constante, quel que soit le niveau de fécondité, ce qui est peu vraisemblable. Dans un modèle de Poisson, le rapport du nombre d'enfants des femmes instruites aux femmes sans instruction est considéré comme constant, ce qui conduit à une différence absolue du nombre d'enfants entre ces deux catégories de femmes qui croît avec le niveau de fécondité.

<sup>36</sup> Le fait d'intégrer comme offset le logarithme de la durée passée en union au cours de la période considérée permet de contrôler la durée d'exposition au risque.

$$\ln(\mu_i) = \ln(t_i) + \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_{ki} \quad \text{Eq. 2-24}$$

Les variables explicatives ont donc des effets multiplicatifs sur les taux, puisque

$$\lambda_i = \exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki}) = \exp(\beta_0) \cdot \prod_{k=1}^K \exp(\beta_k x_{ki}) \quad \text{Eq. 2-25}$$

L'exponentielle du coefficient de régression d'une variable explicative exprime donc le rapport du taux de fécondité des femmes ayant une valeur déterminée de la variable explicative au taux de fécondité des femmes ayant cette valeur moins une unité, toutes choses égales par ailleurs.

L'extension multi-niveaux consiste à introduire un ou plusieurs termes d'erreur contextuels dans la partie linéaire du modèle, supposés suivre une loi normale (Goldstein, 1995 ; Hedeker, 1999c). Dans le cas d'un modèle à deux niveaux où un seul terme d'erreur contextuel (de moyenne nulle et de variance  $\sigma^2_{u0}$ ) est pris en compte, on a le modèle suivant :

$$\ln(\mu_{ij}) = \ln(t_{ij}) + \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_{kij} + u_{0j} \quad \text{Eq. 2-26}$$

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma^2_{u0})$$

L'introduction du terme d'erreur contextuel revient donc à considérer que l'appartenance au contexte  $j$  a un effet multiplicatif sur les taux de fécondité, le facteur multiplicatif étant égal à  $\exp(u_{0j})$ . La variance de ce terme d'erreur contextuel peut être estimée dans un modèle vide, et comparée à la variance résiduelle après l'introduction de variables explicatives, ce qui permet de mesurer la proportion de variance expliquée ( $R^2$ ) au niveau contextuel. Comme dans les modèles linéaires, il est aussi possible d'obtenir les estimateurs bayésiens empiriques. Nous utiliserons ces propriétés dans les analyses de la fécondité légitime.

### Les modèles de régression logistique multi-niveaux

Ils ont reçu, par rapport aux modèles de Poisson, une attention beaucoup plus grande en démographie. Ces modèles étant utilisés pour l'analyse de variables dichotomiques, de nombreuses applications sont en effet possibles (utilisation de la contraception, mortalité, désir d'enfants supplémentaires,...).

Dans un modèle de régression logistique sur données individuelles, les observations individuelles peuvent prendre deux valeurs ( $y_i$  égal à 1 ou 0). Leur distribution de probabilité est une distribution de Bernoulli de moyenne  $\pi_i$  :

$$P(Y_i = y_i | \pi_i) = \pi_i^{y_i} \cdot (1 - \pi_i)^{1-y_i} \quad \text{Eq. 2-27}$$

$\pi_i$  est ici la probabilité qu'un individu  $i$  ait le comportement étudié. La transformation logistique de  $\pi_i$  est modélisée comme une fonction linéaire de  $k$  variables explicatives :

$$\ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_{ki} \quad \text{Eq. 2-28}$$

Les variables explicatives ont donc ici un effet multiplicatif sur les cotes<sup>37</sup>. L'extension multi-niveaux consiste, comme pour le modèle de Poisson, à introduire un ou plusieurs termes d'erreur contextuels dans la partie linéaire du modèle. Dans le cas le plus simple, un seul terme d'erreur contextuel ( $u_{0j}$ ) est pris en compte, et est supposé suivre une loi normale de moyenne nulle et de variance  $\sigma^2_{u0}$ . Le modèle s'écrit :

$$\ln\left(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}}\right) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_{kij} + u_{0j} \quad \text{Eq. 2-29}$$

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma^2_{u0})$$

$\pi_{ij}$  représente la probabilité pour l'individu  $i$  du contexte  $j$  d'avoir le comportement étudié, par exemple utiliser une méthode contraceptive. Une approximation de la variance individuelle par la valeur de  $\pi^2/3$  permet de calculer un coefficient de corrélation intra-contexte, par analogie à celui mesuré dans les modèles linéaires (Snijders et Bosker, 1999). On peut également mesurer des  $R^2$  par niveaux, et extraire les coefficients de régression propres aux contextes. Nous utiliserons des modèles de régression logistique multi-niveaux pour l'étude des déterminants de la pratique contraceptive et également pour l'estimation de modèles biographiques en temps discret présentés ci-dessous. Nous utiliserons également des modèles de régression logistique multinomiale, qui seront brièvement présentés dans le chapitre sur les déterminants de la contraception.

### 2.3.5 Les modèles biographiques multi-niveaux

Les modèles biographiques ont pour objectif général de modéliser le risque de connaître un événement à un moment donné conditionnel au fait de ne l'avoir pas encore connu. Un intérêt de ces modèles est de tenir compte de la troncature des données, c'est-à-dire du fait que certains individus n'ont pas connu l'événement au moment de l'enquête ou de la sortie d'observation. Ils permettent également d'inclure des variables explicatives qui changent au cours du temps (Singer et Willett, 1993).

Deux types de modèles sont particulièrement flexibles pour les analyses multi-niveaux : les modèles en temps discret estimés par régression logistique, et les modèles "*piecewise constant exponential*" estimés par régression de Poisson (Allison, 1995 ; Powers et Xie, 2000). Nous nous limitons ici à exposer brièvement ces modèles, et en particulier les modèles en temps discret que nous utiliserons par la suite.

Ces deux approches nécessitent de travailler à partir de fichiers de données organisés sous forme de personnes-périodes (Allison, 1995). Chaque observation individuelle est remplacée par un ensemble de pseudo-observations relatives à des "segments" (pério-

<sup>37</sup> Rapports des probabilités à leur complément à l'unité.



des de temps) entre le moment où l'individu commence à être soumis au risque de connaître l'événement et le moment de l'événement ou de la sortie d'observation. Par exemple, pour l'analyse biographique des déterminants de l'âge au mariage, une observation sur une femme mariée à 24 ans est recodée en 10 observations annuelles, si l'on considère que le risque de mariage commence à l'âge de 15 ans et que les segments ont une durée d'une année. Pour les neuf premières observations au cours desquelles l'événement ne se produit pas, la variable dépendante aura une valeur nulle. Pour la dixième observation, relative à la période au cours de laquelle se produit l'événement, la variable dépendante prendra la valeur 1. Les données tronquées, relatives aux individus n'ayant pas connu l'événement avant la fin de l'observation, sont donc représentées par un ensemble d'observations pour lesquelles la variable dépendante a une valeur nulle. Les paramètres du modèle sont généralement estimés par régression logistique ou régression de Poisson. Un intérêt de l'organisation du fichier de données sous forme de personnes-périodes est de *faciliter la prise en compte de variables explicatives (individuelles et contextuelles) qui changent au cours du temps*. Un autre avantage de cette approche est d'être très flexible pour modéliser la relation entre le risque de l'événement et la durée. Nous reviendrons sur ce point dans le septième chapitre.

Nous exposons ici le principe du modèle biographique en temps discret estimé par régression logistique, et décrivons brièvement son extension multi-niveaux que nous utiliserons dans l'étude des déterminants de l'âge au premier mariage au Maroc<sup>38</sup>. La probabilité que l'événement se produise au temps  $t$  pour l'individu  $i$  dans le contexte  $j$ , conditionnelle au fait que cet événement ne se soit pas encore produit ( $\pi_{tij}$ ), se note de la manière suivante :

$$\pi_{tij} = P(T_{ij} = t | T_{ij} \geq t) \quad \text{Eq. 2-30}$$

Moyennant l'organisation du fichier sous forme de personnes période, une transformation logit permet d'estimer l'influence de variables explicatives sur ces probabilités par régression logistique. La notation du modèle biographique multi-niveaux en temps discret est donc similaire à celle du modèle de régression logistique multi-niveaux ; on tient simplement compte ici de la dimension temporelle par les indices  $t$ , qui font référence aux observations de l'intervalle de temps  $t$  :

$$\ln \left( \frac{\pi_{tij}}{1 - \pi_{tij}} \right) = \alpha_t + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_{kij} + u_{0j} \quad \text{Eq. 2-31}$$

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma_{u0}^2) \quad \text{Eq. 2-32}$$

L'ordonnée à l'origine est ici remplacée par une fonction ( $\alpha_t$ ) qui représente la relation entre la probabilité de l'événement et la durée ( $t$ ). Un intérêt de ce modèle est la flexibilité dont on dispose pour la forme de cette relation. La fonction peut par exemple être non-paramétrique, en incluant une variable dichotomique pour chaque intervalle de temps ou encore être une fonction logarithmique ou polynomiale de la durée. Les va-

<sup>38</sup> Le principe pour l'estimation par régression de Poisson est similaire.

riables explicatives (qui peuvent changer au cours du temps) ont un effet multiplicatif sur les cotes. L'*extension multi-niveaux* consiste, comme pour les autres modèles, à inclure un ou plusieurs terme d'erreur au niveau contextuel dans la partie linéaire du modèle.

## 2.4 Un mot sur les méthodes d'analyse longitudinale et multi-équations

### 2.4.1 Les modèles d'analyse longitudinale

Le grand intérêt des analyses longitudinales est d'incorporer la dimension temporelle, permettant notamment de prendre en considération des variables qui changent au cours du temps, des effets de variables explicatives (stables) sur des changements ou encore des effets qui changent eux-mêmes au cours du temps (Menard, 1991). Un autre intérêt de l'analyse longitudinale est de permettre de se "rapprocher" de conditions expérimentales en facilitant le contrôle de variables non-observées (Davies, 1994 ; Tsui et al., 1993). L'idée de base est de "séparer l'effet longitudinal de l'effet transversal" d'une variable explicative (Diggle et al., 1994, p. 25), qui peuvent être très différents.

Nous exposons ici le principe général dans le cas d'un modèle de régression linéaire à un niveau, et reviendrons sur cette approche avec un modèle de Poisson multi-niveaux dans les chapitres consacrés aux déterminants de la fécondité légitime. Le modèle discuté ici considère l'effet d'une variable explicative contextuelle qui change au cours du temps ( $z_{ij}$ ) sur les comportements individuels ( $y_{ij}$ ) mesurés à différents moments ( $t$ ), sur des individus ( $i$ ) dans les contextes ( $j$ ). Cette variable contextuelle est transformée en deux variables : la première ne varie pas au cours du temps et vise à mesurer l'effet transversal de la variable explicative ( $z_{1j}$ ) ; la seconde est égale à la différence entre la variable originale et la première variable ( $z_{ij} - z_{1j}$ ) et mesure l'effet longitudinal. Le modèle se note :

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot z_{1j} + \beta_2 \cdot (z_{ij} - z_{1j}) + e_{ij} \quad \text{Eq. 2-33}$$

Deux options ont été proposées pour mesurer la première variable, constante ( $z_{1j}$ ). Diggle et al. (1994) prennent la valeur de la variable explicative en début de période, c'est-à-dire en  $t=0$ . On contrôle donc de cette manière la relation (transversale) en début de période entre le niveau de la variable dépendante et le niveau de la variable explicative, et la seconde variable permet de mesurer la relation entre le changement de la variable explicative par rapport à son niveau en début de période et le changement de la variable dépendante. Une deuxième possibilité consiste à mesurer la première variable ( $z_{1j}$ ) comme la moyenne de la variable explicative ( $z_{ij}$ ) pour le contexte  $j$  sur l'ensemble des  $t$  périodes prises en considération (Allison, 1999 ; Horney et al., 1995)<sup>39</sup>. Le coefficient de cette variable mesure également l'effet transversal, non plus en début de pé-

<sup>39</sup> Lorsqu'il s'agit de données multi-niveaux comme c'est le cas dans cet exemple, les moyennes sont calculées à partir des observations individuelles. Il s'agit donc de moyennes de la variable ( $z_{ij}$ ) sur l'ensemble des périodes pondérées par le nombre d'individus au cours de chaque période.

riode mais en moyenne. Son interprétation est donc moins évidente que dans la première formulation. L'effet longitudinal s'interprète comme la relation entre le changement de la variable explicative par rapport à la moyenne et le changement de la variable dépendante. Dans ce cas, le coefficient longitudinal sera égal au coefficient obtenu dans un modèle à effets fixes<sup>40</sup>, à condition que la même opération (transformation d'une variable en sa moyenne et l'écart au cours du temps par rapport à la moyenne) soit réalisée sur toutes les variables explicatives du modèle.

Aucune de ces deux approches (pour mesurer  $z_{1j}$ ) n'a été utilisée à notre connaissance en démographie. D'un point de vue conceptuel, elles sont très comparables. L'interprétation de la relation transversale avec la deuxième méthode (valeur moyenne) est toutefois moins directe que la relation mesurée avec la première méthode (valeur en début de période). Pour cette raison, nous adopterons la première méthode, qui contrôle l'effet transversal en début de période. La même logique peut s'appliquer aux modèles pour données catégoriques, et l'extension multi-niveaux de ces modèles est également possible. Nous utiliserons cette approche dans l'analyse des déterminants de la fécondité légitime avec un modèle de Poisson multi-niveaux.

#### 2.4.2 Méthodes multi-équations

Les méthodes dites "multi-équations" (Bertrand et al., 1996) ont déjà été évoquées à plusieurs reprises. Il s'agit de modèles d'équations structurales qui répondent au besoin de modéliser simultanément les différents "chemins" par lesquels les variables socio-économiques influencent la fécondité ou ses déterminants proches. Elles permettent notamment d'intégrer des influences contextuelles indirectes, et de tenir compte du caractère endogène de certaines variables explicatives (Diamond et Guilkey, 1997). Ces méthodes ont été appliquées dans une perspective transversale (DeGraff et al., 1997), et plus récemment dans une perspective longitudinale par Angeles et al. (Angeles et al., 1998). Malgré l'intérêt de ces méthodes, nous n'y aurons pas recours dans ce travail. Elles restent difficiles à appliquer, dans la mesure où ces modèles ne sont pas estimables avec les logiciels actuellement sur le marché. Les modèles utilisés dans ce type d'analyses demandent de la programmation avancée que nous ne pouvons réaliser.

### 2.5 Conclusion

Dans un premier temps, nous avons brièvement rappelé l'intérêt de tenir compte de facteurs individuels et contextuels dans les modèles statistiques des déterminants de la fécondité. L'analyse agrégée ne permet pas de distinguer les effets contextuels des effets individuels et n'est donc pas appropriée pour mettre en évidence des influences de variables contextuelles. L'analyse individuelle n'est bien sûr pas non plus adaptée, puisqu'elle ne prend pas en compte de variables contextuelles. L'omission des variables contextuelles peut par ailleurs conduire à des biais dans l'estimation des effets variables individuelles, un problème classique de variable de confusion.

---

<sup>40</sup> C'est-à-dire un modèle dans lequel les contextes sont représentés par un ensemble de variables dichotomiques.

Nous avons ensuite résumé quelques problèmes susceptibles de se poser dans les approches contextuelles des déterminants de la fécondité. Deux grands problèmes ont été distingués : (1) la corrélation des observations individuelles au sein des contextes, conduisant à la sous-estimation des écarts-types des coefficients de régression avec les méthodes classiques et (2) l'existence de biais dans les estimations des effets de variables contextuelles liés à des variables non-observées (effets de structure, effets d'auto-sélection, endogénéité des variables contextuelles). La question des effets indirects des variables contextuelles a également été abordée.

Dans la troisième partie, après une brève description des approches classiques de l'analyse contextuelle, nous avons présenté les grandes caractéristiques des modèles statistiques multi-niveaux. Les principaux intérêts de ces modèles ont été présentés en prenant pour exemples les modèles linéaires, et nous sommes ensuite passés aux modèles multi-niveaux qui seront utilisés dans ce travail : la régression de Poisson pour la fécondité légitime, la régression logistique pour la pratique contraceptive, et les modèles biographiques en temps discret pour l'âge au mariage. Nous avons également présenté quelques éléments relatifs à des méthodes pour données longitudinales que nous adopterons dans les analyses de la fécondité légitime.

## Chapitre 3 - Contexte démographique, sources et qualité des données

---

Les deux premiers chapitres ont été consacrés aux aspects théoriques et méthodologiques des influences contextuelles sur la fécondité. Dans ce troisième chapitre, nous présentons le contexte démographique marocain des trente dernières années, les sources des données individuelles et contextuelles sur lesquelles les analyses seront effectuées et quelques éléments relatifs à leur qualité.

Le choix du Maroc comme contexte de cette étude se justifie pour essentiellement deux raisons :

- (1) Les changements de fécondité au cours des vingt dernières années sont importants. Cette baisse de fécondité s'accompagne notamment d'une importante hétérogénéité entre contextes, tant en ce qui concerne la fécondité légitime et la pratique contraceptive que l'âge au mariage.
- (2) Les données disponibles sont relativement riches pour des analyses multi-niveaux. Premièrement, deux enquêtes EDS (1987 et 1992) ont été réalisées sur les mêmes grappes de sondage. Cela permet de fusionner les données pour certaines analyses sur de plus longues périodes, et cela améliore également la fiabilité de variables explicatives contextuelles calculées par agrégation de données individuelles. Des données contextuelles issues des recensements sont aussi disponibles à plusieurs dates (1971, 1982 et 1994), donnant des informations sur des changements au niveau local<sup>1</sup>.

Le fait de se limiter au Maroc rural se justifie également pour plusieurs raisons :

- (1) D'une part, comme nous l'avons noté dans le premier chapitre, la notion de communauté ou de contexte local a plus de sens en milieu rural qu'en milieu urbain. Elle correspond, en gros, à un village. En milieu urbain, la grappe de sondage représente généralement un quartier, qui n'est probablement pas un niveau socio-spatial approprié pour l'étude des influences contextuelles. Se limiter au milieu rural facilite en quelque sorte la définition du contexte local. Par ailleurs, l'immigration dans les communautés urbaines étant plus importante, une proportion élevée de femmes urbaines ne résidait pas dans le même lieu de résidence dans les années précédant l'enquête. Le fait de se concentrer sur le milieu rural limite ce problème.
- (2) Autre raison importante, les données contextuelles des recensements dont nous disposons ne sont pas toutes disponibles pour le milieu urbain. Au lieu de limiter les données utilisables, nous avons préféré nous concentrer sur une sous-population pour laquelle les données contextuelles étaient disponibles. Par ailleurs les grappes

---

<sup>1</sup> Il s'agit de données relativement rares dans les pays en développement

de sondages comprennent en moyenne deux fois plus d'individus en milieu rural qu'en milieu urbain (voir Tableau 3-3, page 89), soit environ 50 femmes en moyenne dans les grappes rurales et environ 25 en milieu urbain. Ceci permet de construire des variables contextuelles par agrégation de données individuelles en limitant les erreurs d'échantillonnage, ce qui serait plus difficile en milieu urbain.

- (3) Les changements de fécondité au Maroc rural sont plus récents qu'au Maroc urbain, et on peut s'attendre à trouver une diversité de situations plus importante, avec des contextes n'ayant pas encore connu de changements de fécondité, d'autres ayant connu des changements plus importants.

Le fait de se limiter à une sous-population a également ses inconvénients, notamment par le fait d'isoler le milieu rural du reste du pays. Il est clair que les comportements de fécondité en milieu rural ne sont pas indépendants de ceux en milieu urbain, une impression que pourrait donner une analyse qui se limite au milieu rural. Par ailleurs, le fait de travailler sur des données rétrospectives sélectionne l'échantillon, les femmes résidant en milieu rural au moment de l'enquête n'étant pas strictement représentatives du milieu rural dans le passé. La migration vers le milieu urbain étant relativement importante, il s'agit d'une limite de cette approche. Malgré cela, nous estimons préférable de restreindre les analyses au milieu rural pour les raisons évoquées ci-dessus, bien qu'il serait intéressant dans le futur d'étendre dans la mesure du possible ces analyses au milieu urbain.

### 3.1 Contexte démographique des années 1960 aux années 1990

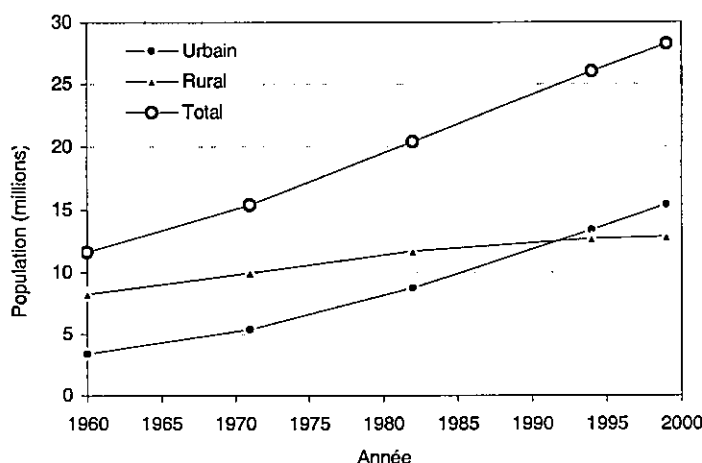
Le Maroc a connu une croissance démographique importante au cours des dernières décennies (Figure 3-1). Sa population a été multipliée par deux et demi entre 1960 et 1999, avec un taux de croissance annuel moyen de 2,3 %. La croissance, bien qu'elle reste élevée s'est néanmoins ralentie aujourd'hui, résultant de la baisse rapide de fécondité des 30 dernières années. Elle était d'environ 2,0 % sur la période 1982-1994, contre plus de 2,6 % au cours de la période 1971-1982. La croissance actuelle est de l'ordre de 1,7 %. En 1999, la population totale du Maroc s'élevait à près de 28 millions d'habitants, dont environ 54 % sont en milieu urbain et 46 % en milieu rural.

Malgré une natalité plus élevée, la population rurale a crû beaucoup plus lentement que la population urbaine. Entre 1960 et 1999, elle est passée d'environ 8,2 à 12,8 millions d'habitants, avec une croissance annuelle moyenne de 1,1 %, contre 2,3 % pour l'ensemble du Maroc. L'importante migration du milieu rural vers le milieu urbain explique ce différentiel de croissance<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Le reclassement de zones rurales en zones urbaines a également contribué quelque peu à ce différentiel.

Figure 3-1 : Population marocaine de 1960 à 1999 par milieu de résidence.



### Evolution de la fécondité générale

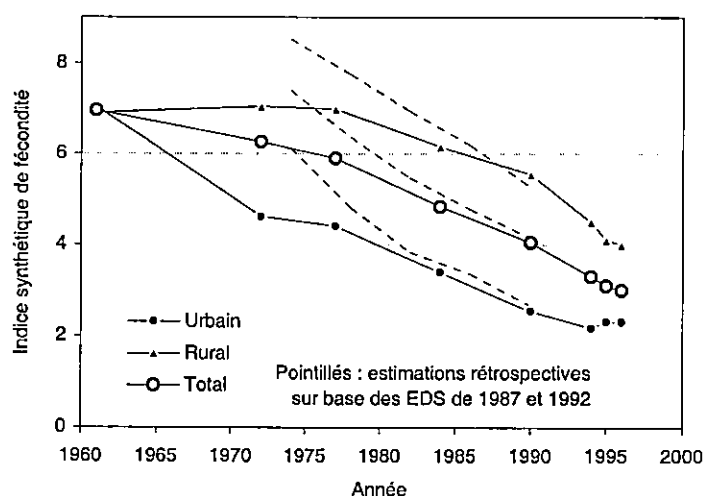
Comme en Algérie et en Egypte, jusqu'au milieu des années 1970, la fécondité marocaine était élevée, au-delà de 6 enfants par femme (Figure 3-2). Dès les années 1960 toutefois, on observe une baisse de fécondité importante dans les villes. D'environ 7 enfants par femme en milieu urbain au début des années 1960, l'ISF passe à 5 enfants au début des années 1970, et à environ 4 enfants à la fin des années 1970. Au milieu des années 1990, la fécondité du milieu urbain marocain était d'à peine 2,3 enfants par femme (Azelmat et Ahmed, 1999). En milieu rural par contre, la fécondité stagne au cours de la période 1960-1980, et ce n'est qu'à partir de la fin des années 1970 que s'amorce le déclin de la fécondité. Autour de 7 enfants à cette époque, l'ISF connaît une baisse importante pour atteindre environ 4 enfants par femme dans les années 1990.

Soulignons ici que ces évolutions sont basées sur les données publiées des recensements et enquêtes. Les estimations rétrospectives réalisées à partir des enquêtes ENPS de 1987 et 1992, en pointillés sur le graphique (Figure 3-2), indiquent toutefois une baisse de fécondité plus importante au cours de la période 1972-1991. Les estimations rétrospectives publiées dans le rapport de l'enquête de 1992 (Azelmat et al., 1993), basées notamment sur des données de l'enquête mondiale de fécondité, vont également dans ce sens, indiquant que la fécondité dans les années 1960 et 1970 était très probablement plus élevée que les données publiées ne l'indiquent. En milieu rural, elle était donc sans doute plus proche de 8 enfants par femme que de 7<sup>3</sup>.

Divers facteurs tels que la baisse de la mortalité, l'augmentation de la scolarisation des femmes et des enfants, l'augmentation du salariat féminin, la diffusion des comportements des émigrés marocains, la disponibilité des services de planification familiale ou encore la crise économique ont été avancés pour expliquer ces changements rapides (Courbage, 1995 ; Courbage, 1996 ; Escallier, 1987 ; Fargues, 1988). Nous reviendrons

sur ces déterminants socio-économiques et sanitaires dans les analyses empiriques. En termes de déterminants proches, cette importante baisse de la fécondité est le résultat d'un accroissement sensible de l'âge au premier mariage des femmes et de la pratique contraceptive. Nous abordons ci-dessous l'évolution des principaux déterminants proches de la fécondité et décomposerons ensuite le rôle de la nuptialité et de la fécondité légitime dans les changements de fécondité générale.

Figure 3-2 : Indice synthétique de fécondité au Maroc des années 1960 aux années 1990 par milieu de résidence.



### Evolution de l'âge au mariage

A l'instar des autres pays du Maghreb, le Maroc a connu une hausse importante de l'âge au premier mariage au cours des trois à quatre dernières décennies (Ajbilou, 1999b). Au début des années 1960, l'âge moyen au premier mariage<sup>4</sup> était inférieur à 18 ans en milieu urbain comme en milieu rural (Figure 3-3). En milieu urbain, il était déjà supérieur à 20 ans au recensement de 1971, proche de 24 ans au recensement de 1982, et de plus de 27 ans à la fin des années 1990. Si l'augmentation en milieu rural a été plus lente, elle n'en reste pas moins spectaculaire. Partant de 17,2 ans en 1960, l'âge moyen au premier mariage des femmes atteignait 21 ans en 1982 et 24,5 ans en 1997.

Cette évolution de la nuptialité constitue un changement important dans la société marocaine où le mariage précoce était traditionnellement la norme (Fargues, 1988). Elle est également un frein puissant à la fécondité, dans la mesure où les naissances hors mariage restent très peu fréquentes au Maroc. Plusieurs facteurs ont été mis en avant pour expliquer ces changements : le rôle de la modernisation sociale, de la crise économique et de l'absence d'emplois (Ajbilou, 1999a), le rôle de la rareté croissante des terres en milieu rural et de l'inflation du prix de la dot (Davis, 1987), l'effet de la

<sup>3</sup> C'est ce que tend à confirmer également la parité des femmes à 40-49 ans, égale à 7,8 enfants en milieu rural dans l'enquête ENPS-I de 1987.

<sup>4</sup> Calculé par la méthode de Hajnal.

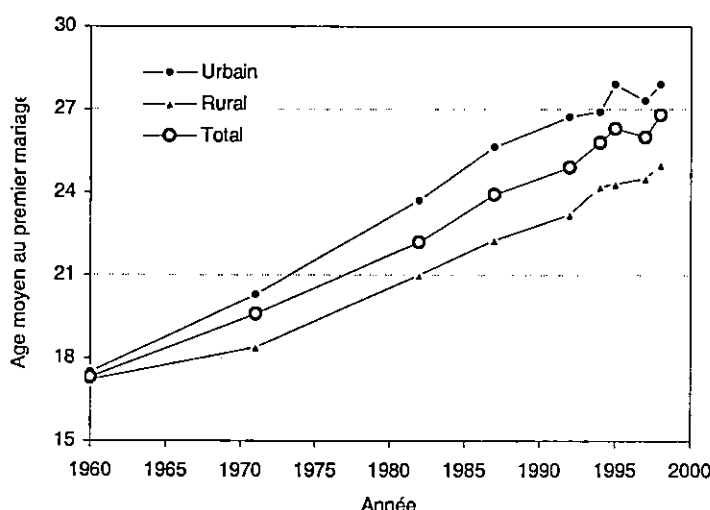


diffusion de nouveaux comportements et de nouvelles valeurs par les émigrés (Escallier, 1987) ou la télévision (Ajbilou, 1998). Nous reviendrons sur plusieurs de ces éléments dans les analyses empiriques.

Tableau 3-1 : Sources et données relatives à l'évolution de la population, la fécondité, l'âge au mariage et la prévalence contraceptive au Maroc des années 1960 aux années 1990.

Période	Année centrale	Source	Ensemble	Urbain	Rural
<b>Population (en milliers)</b>					
1960	1960	RGPH (1)	11 626,5	3 389,6	8 236,9
1971	1971	RGPH (1)	15 379,3	5 402,0	9 977,3
1982	1982	RGPH (1)	20 419,5	8 730,4	11 689,1
1994	1994	RGPH (1)	26 023,5	13 360,4	12 663,1
1999	1999	DS (2)	28 238,0	15 401,0	12 837,0
<b>Indice synthétique de fécondité</b>					
1960-62	1961	EOM (3)	7,0	7,0	6,9
1972	1972	Double collecte (3)	6,3	4,6	7,0
1975-1979	1977	EMF (4)	5,9	4,4	7,0
1981-1987	1984	ENPS-I (5)	4,8	3,4	6,2
1988-1992	1990	ENPS-II (6)	4,0	2,5	5,5
1993-1995	1994	EPPS (7)	3,3	2,2	4,5
1994-1996	1995	ENSME (8)	3,1	2,3	4,1
1994-1998	1996	ENVM (9)	3,0	2,3	4,0
<b>Age moyen au premier mariage (méthode de Hajnal)</b>					
1960	1960	RGPH (1)	17,3	17,5	17,2
1971	1971	RGPH (1)	19,6	20,3	18,4
1982	1982	RGPH (1)	22,2	23,7	21,0
1987	1987	ENPS-I (10)	23,9	25,6	22,2
1992	1992	ENPS-II (10)	24,9	26,7	23,2
1994	1994	RGPH (11)	25,8	26,9	24,2
1995	1995	ENF (11)	26,3	27,9	24,3
1997	1997	ENSME (11)	26,0	27,3	24,5
1998	1998	ENVM (11)	26,8	27,9	25,0
<b>Prévalence contraceptive, méthodes modernes (%)</b>					
1970	1970	Basé sur CAP (12)	6	12	3
1980	1980	EMF (10)	16	30	8
1987	1987	ENPS-I (5)	29	42	20
1992	1992	ENPS-II (6)	36	46	28
1995	1995	EPPS (7)	42	51	36
1997	1997	ENSME (8)	51	54	44
<b>Abréviations :</b> CAP (Enquête sur les connaissances, attitudes et pratiques de la contraception) ; DS (Direction de la Statistique) ; EOM (Enquête à objectifs multiples) ; EMF (Enquête mondiale de fécondité) ; ENF (Enquête nationale sur la famille) ; ENPS (Enquête nationale sur la population et la santé) ; ENSME (Enquête nationale sur la santé de la mère et de l'enfant) ; ENVM (Enquête nationale sur le niveau de vie des ménages) ; EPPS (Enquête de panel sur la population et la santé) ; RGPH (Recensement général de la population et de l'habitat).					
<b>Source des données :</b> (1) CERED (1997b) ; (2) Direction de la Statistique (2000b) ; (3) Ayad (1997) ; (4) Ministère de la Santé Publique (1984) ; (5) Azelmat (1989) ; (6) Azelmat (1993) ; (7) Azelmat (1996) ; (8) Azelmat (1999) ; (9) Direction de la Statistique (2000a) ; (10) calculs personnels sur fichiers de données ; (11) calculs personnels sur données publiées dans les rapports ; (12) estimations personnelles, basées sur Direction de la statistique (1970).					

Figure 3-3 : Age moyen au premier mariage au Maroc des années 1960 aux années 1990 par milieu de résidence.



### Evolution de la pratique contraceptive

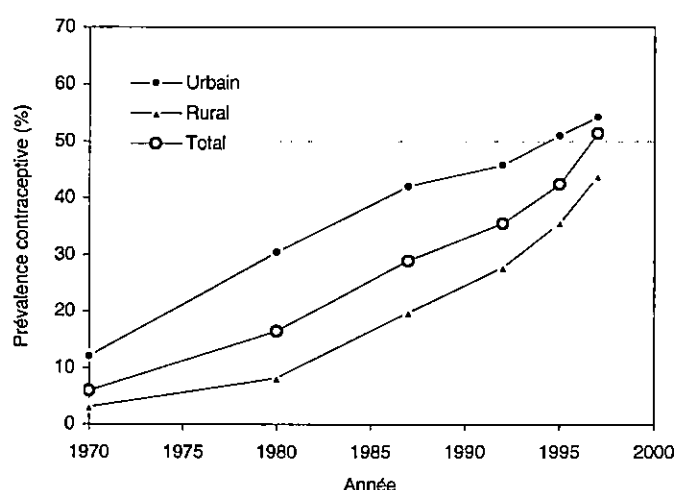
La pratique contraceptive a également connu une augmentation sensible au cours des dernières décennies (Figure 3-4). Les données disponibles remontent moins loin que celles relatives à la fécondité et à l'âge au mariage. Elles montrent néanmoins qu'au début des années 1970, la prévalence contraceptive (méthodes modernes) était faible : probablement de l'ordre de 3 % en milieu rural et de 12 % en milieu urbain (et d'environ 6 % au niveau national)<sup>5</sup>.

La pratique contraceptive a donc sensiblement augmenté à partir des années 1960 en milieu urbain et essentiellement à partir des années 1980 en milieu rural. La prévalence atteignait déjà 30 % en milieu urbain à l'Enquête Mondiale de Fécondité de 1980, plus de 40 % à l'enquête ENPS-I de 1987, et plus de 50 % en 1997. En milieu rural, la prévalence, encore inférieure à 10 % en 1980, avait plus que doublé 7 ans plus tard, et triplé en 1992 (28 %). Elle dépassait 40 % dans l'enquête PAPCHILD de 1997 (Azelmat et Ahmed, 1999).

Cette augmentation importante de la pratique contraceptive est à mettre en relation avec le programme de planification familiale au Maroc, institué à la fin des années 1960, et notamment le programme des visites à domicile de motivation systématique (Bertrand, 1998), dont le développement remonte à la fin des années 1970. Nous reviendrons sur l'évolution du programme de planification familiale dans le chapitre consacré aux déterminants de la fécondité.

<sup>5</sup> Ces estimations sont basées sur les données des enquêtes CAP de 1966-1967 qui indiquent que 5 % des femmes mariées en milieu rural et 13 % en milieu urbain avaient déjà utilisé une méthode contraceptive (toutes méthodes) au moment de l'enquête (Direction de la statistique, 1970). Elles sont obtenues en considérant que l'utilisation au moment de l'enquête des méthodes modernes est approximativement égale à la moitié de l'utilisation passée toutes méthodes, et en obtenant les valeurs de 1970 par interpolation entre 1966 et 1980.

Figure 3-4 : Prévalence contraceptive moderne au Maroc des années 1970 aux années 1990 par milieu de résidence.



### Evolution des autres déterminants proches

Les données relatives à la durée d'aménorrhée post-partum remontent moins loin, les plus anciennes provenant de l'Enquête Mondiale de Fécondité de 1980. Elles indiquent cependant une évolution marquée de l'aménorrhée post-partum au cours des vingt dernières années, dont la durée est passée d'environ 11 mois en 1980<sup>6</sup> à 3 mois en 1995. En milieu rural, elle est passée de 11 mois en 1980 à 4,5 mois en 1995. C'est en milieu urbain qu'elle a le plus diminué, de 12 mois en 1980 à un peu plus de 2 mois seulement quinze ans plus tard. Cette diminution de la durée d'aménorrhée a en partie compensé l'effet de l'augmentation de la pratique contraceptive sur la baisse de la fécondité<sup>7</sup>.

Les autres déterminants proches de la fécondité sont peu documentés. En particulier, les données relatives à l'avortement provoqué -illégal au Maroc- sont rares (Eltigani, 2000). On estime cependant le nombre de cas d'avortements provoqués à environ 130 000 par an dans les années 1990, soit un avortement pour cinq naissances vivantes (Johnston et Hill, 1996)<sup>8</sup>. Il s'agit donc d'un déterminant proche de la fécondité dont l'impact n'est pas négligeable, mais pour lequel nous ne disposons pas de données sérieuses (en particulier sur son évolution et son importance en milieux urbain et rural).

### Décomposition des changements de fécondité

Au total, on constate une augmentation sensible de l'âge au mariage et de la pratique contraceptive au cours des 30 à 40 dernières années, avec un mouvement à la hausse

<sup>6</sup> Les durées d'aménorrhée pour 1980 sont calculées à partir des indices du modèle de Bongaarts publiés par Ayad (1997).

<sup>7</sup> L'application du modèle de Bongaarts aux changements de fécondité sur la période 1980-1992 indique que la baisse de la durée d'aménorrhée aurait eu un effet compensatoire d'environ la moitié de l'effet de la contraception.

<sup>8</sup> L'estimation est en fait réalisée de manière indirecte à partir du modèle de Bongaarts et est donc relativement grossière.

plus précoce et rapide en ville qu'en milieu rural. Afin d'évaluer l'importance respective de l'augmentation de l'âge au mariage et de la baisse de fécondité légitime dans les changements de fécondité générale, nous décomposons ici l'impact des changements de ces deux phénomènes sur la baisse de la fécondité. La décomposition est appliquée à l'évolution de la fécondité au cours de la période 1972-1991, c'est-à-dire la période sur laquelle nous concentrerons nos analyses empiriques<sup>9</sup>. La méthode de décomposition que nous proposons s'apparente à la méthode de Bongaarts (1983). Elle se limite toutefois à deux facteurs, la nuptialité et la fécondité légitime, alors que l'approche de Bongaarts décompose les changements de fécondité légitime en fonction de l'évolution de la contraception et de l'insusceptibilité post-partum. Nous ne disposons pas de données sur la période 1972-1991 permettant d'appliquer la méthode de Bongaarts.

Le principe est le suivant : des indices synthétiques de fécondité générale et de fécondité légitime sont calculés sur deux périodes de 4 années (1972-75 et 1988-91). L'indice de réduction de la fécondité due au mariage ( $C_m$ ) est défini, comme dans le modèle de Bongaarts, comme le rapport de l'indice synthétique de fécondité générale (ISF) à l'indice synthétique de fécondité légitime (ISFL)<sup>10</sup>.

$$C_m = \frac{ISF}{ISFL} \quad \text{Eq. 3-1}$$

Le changement relatif de fécondité générale entre les deux périodes (indiquées par les indices 1 et 2) se note :

$$P_f = \frac{ISF_2 - ISF_1}{ISF_1} = \frac{ISF_2}{ISF_1} - 1 \quad \text{Eq. 3-2}$$

De la même manière, le changement relatif de fécondité légitime est égal à :

$$P_l = \frac{ISFL_2}{ISFL_1} - 1 \quad \text{Eq. 3-3}$$

Et le changement relatif de l'indice de mariage est égal à :

$$P_m = \frac{C_{m2}}{C_{m1}} - 1 \quad \text{Eq. 3-4}$$

Etant donné que le rapport de l'ISF au temps 2 à l'ISF au temps 1 est égal au rapport des produits de la fécondité légitime et de l'indice de mariage :

$$\frac{ISF_2}{ISF_1} = \frac{C_{m2}}{C_{m1}} \cdot \frac{ISFL_2}{ISFL_1} \quad \text{Eq. 3-5}$$

On obtient simplement

<sup>9</sup> La baisse de fécondité générale dont il est ici question est donc celle représentée par des pointillés sur la Figure 3-2 de la page 83.

<sup>10</sup> Cet indice est donc une moyenne pondérée de proportions de femmes mariées à chaque âge, les pondérations étant les taux de fécondité légitime à ces âges.

$$1 + P_f = (1 + P_m) \cdot (1 + P_l) \quad \text{Eq. 3-6}$$

Et  $P_f = P_m + P_l + P_m \cdot P_l \quad \text{Eq. 3-7}$

$P_f$ , la réduction proportionnelle de fécondité générale entre les périodes 1 et 2, est égale à la somme de la réduction de l'indice de mariage, de la réduction de la fécondité légitime, et du produit de ces deux termes (interaction). Les valeurs de ces indices sont reprises dans le tableau ci-dessous (Tableau 3-2). Les deux premières colonnes reprennent les indices de fécondité (ISF et ISFL) et de mariage au cours des deux périodes (1972-75 et 1988-91). La troisième colonne contient les valeurs des réductions proportionnelles de chacun de ces indices. La quatrième colonne reprend la part de chaque élément (fécondité légitime, mariage et interaction) dans l'explication de la baisse de fécondité générale.

On note qu'en milieu rural, la fécondité générale baisse de 38 % au cours de la période étudiée, pour 56 % en milieu urbain. La baisse de fécondité légitime est respectivement de 24 % et 32 %, et la baisse de l'indice de mariage de 19 % et 36 %. La décomposition indique donc qu'en milieu rural, l'augmentation de l'âge au mariage explique environ 49 % de la baisse de fécondité générale, la baisse de fécondité légitime en explique environ 63 %, et le terme d'interaction compense de 12 %. En milieu urbain, ces valeurs sont de 56 %, 64 % et -20 %. L'augmentation de l'âge au mariage et la baisse de la fécondité légitime ont donc, en gros, des poids équivalents dans l'explication des changements de fécondité générale, l'effet de l'augmentation de l'âge au mariage étant légèrement plus élevé en milieu urbain qu'en milieu rural.

Tableau 3-2 : Décomposition des changements de fécondité au Maroc entre 1972-75 et 1988-91 par milieu de résidence.

	Valeurs des indices aux deux périodes		Indices P (%)		Proportion du changement de $P_f$ (%)
	1972-75	1988-91			
<b>Rural</b>					
Fécondité générale (ISF) (15-44 ans)	8,5	5,3	$P_f$	-38	
Fécondité légitime (ISFL) (15-44 ans)	10,1	7,7	$P_l$	-24	63
Mariage ( $C_m$ )	0,84	0,68	$P_m$	-19	49
Interaction			$P_l \cdot P_m$	5	-12
<b>Urbain</b>					
Fécondité générale (ISF) (15-44 ans)	6,1	2,7	$P_f$	-56	
Fécondité légitime (ISFL) (15-44 ans)	8,1	5,5	$P_l$	-32	56
Mariage ( $C_m$ )	0,76	0,48	$P_m$	-36	64
Interaction			$P_l \cdot P_m$	12	-20

### 3.2 Sources des données

Nous présentons ici les données individuelles et contextuelles utilisées dans les analyses, et examinerons brièvement leur qualité à la fin de ce chapitre. Soulignons d'emblée deux particularités de ces données. (1) Les données individuelles proviennent de deux

enquêtes réalisées sur les mêmes grappes de sondage (contextes) à cinq ans d'intervalles et les fichiers de données des deux enquêtes seront fusionnés pour certaines analyses. (2) Les données contextuelles proviennent de différentes sources, et permettent notamment de disposer des données à plusieurs dates, utiles pour les analyses des changements de fécondité.

### 3.2.1 Données individuelles et de ménages

Les données individuelles et de ménages proviennent des Enquêtes Nationales sur la Population et la Santé (ENPS) réalisées en 1987 et 1992 au Maroc par le Ministère de la Santé Publique dans le cadre du programme d'Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) (Azelmat et al., 1989 ; Azelmat et al., 1993). L'enquête de 1995, réalisée auprès d'un sous-échantillon de l'enquête de 1992, ne sera pas utilisée ici.

Les données de l'enquête ENPS-I ont été collectées entre mai et août 1987. Il s'agit d'une enquête nationale représentative, réalisée auprès de 6960 ménages selon un sondage stratifié (auto-pondéré) en grappes (Tableau 3-3). Au total, 5982 femmes non-célibataires de 15-49 ans ont été interviewées, dont 3446 en milieu rural. L'enquête ENPS-II est également une enquête nationale représentative, réalisée entre janvier et avril 1992. Elle a touché les mêmes 212 grappes de sondage que l'enquête ENPS-I<sup>11</sup>. Au total, 6577 ménages et 9256 femmes de 15-49 ans ont été interviewées, dont 4706 femmes en milieu rural. A la différence de l'enquête ENPS-I, les femmes célibataires ont également été interrogées en 1992.

Tableau 3-3 : Echantillons urbain et rural des grappes, ménages et femmes dans les enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992).

Unités	ENPS-I (1987)			ENPS-II (1992)		
	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total
Grappes	137	75	212	137	75	212
Ménages	3235	3725	6960	3193	3384	6577
Femmes*	2536	3446	5982	4550	4706	9256
Ménages par grappe	23,6	49,7	32,8	23,3	45,1	31,0
Femmes par grappe	18,5	45,9	28,2	33,2	62,7	43,7

\* Femmes non célibataires en 1987 ; Source des données : fichiers d'enquêtes.

Les données collectées dans ces enquêtes correspondent aux données classiques des enquêtes EDS<sup>12</sup> : un questionnaire ménage et un questionnaire administré aux femmes éligibles dans les ménages. Ce dernier comprend une dizaine de modules couvrant les caractéristiques socio-démographiques des femmes, leur histoire génésique, les connaissances et l'utilisation de la contraception (dont le calendrier contraceptif en 1992), l'allaitement, la vaccination des enfants, les indicateurs anthropométriques, etc...

<sup>11</sup> Une grappe classée en milieu urbain en 1987 a été classée en milieu rural en 1992 ; les données du Tableau 3-3 considèrent la classification de 1992.

<sup>12</sup> Avec quelques questions spécifiques au pays, comme une question sur l'endogamie familiale.

Les données relatives à la fécondité, la nuptialité et la pratique contraceptive proviennent de l'histoire génésique (fécondité), de la question sur l'âge au premier mariage et de la question sur l'utilisation de la contraception au moment de l'enquête. Les variables explicatives individuelles et du ménage sont extraites de différents modules de l'enquête (caractéristiques socio-économiques, histoire génésique, questionnaire ménage...) <sup>13</sup>. Quelques éléments de qualité seront abordés ultérieurement. Avant cela, un mot sur les données contextuelles.

### 3.2.2 Données contextuelles

Les échantillons en milieu rural sont constitués de 75 grappes de sondage, identiques dans les deux enquêtes (Figure 3-5) <sup>14</sup>. Ces grappes comprennent en moyenne 46 femmes dans l'enquête de 1987 et 63 femmes dans l'enquête de 1992 (Tableau 3-3). Les ménages de la grappe de sondage sont échantillonnés au sein d'unités secondaires de l'échantillon-maître qui comptent environ 100 ménages. Les grappes de sondage ont donc un ordre de grandeur comparable au douar (village) <sup>15</sup>. Le douar est l'unité socio-spatiale de base de la population rurale marocaine, caractérisé par Sedjari (1981, p. 63) comme un "groupement homogène formé par une réunion d'individus unis par des liens familiaux ou professionnels, ayant le même mode de vie et partageant presque les mêmes soucis". Pour Seddon (1976, p. 182), le douar est un "groupe constitué dont la majorité des membres sont unis par des liens de parenté ou de mariage [...] il peut être considéré comme une entité cohérente dont les membres partagent des intérêts communs et coopèrent entre eux de diverses manières". Ces définitions correspondent globalement aux définitions de la communauté discutées dans le premier chapitre. Notons toutefois que la taille des douars peut varier sensiblement, certains comptant quelques dizaines d'habitants, d'autres plusieurs milliers (Direction de la statistique, 1983 ; Sedjari, 1981), et certains peuvent être très dispersés (CERED, 1993) <sup>16</sup>. *La correspondance entre la grappe de sondage et le douar n'est donc que relativement grossière.*

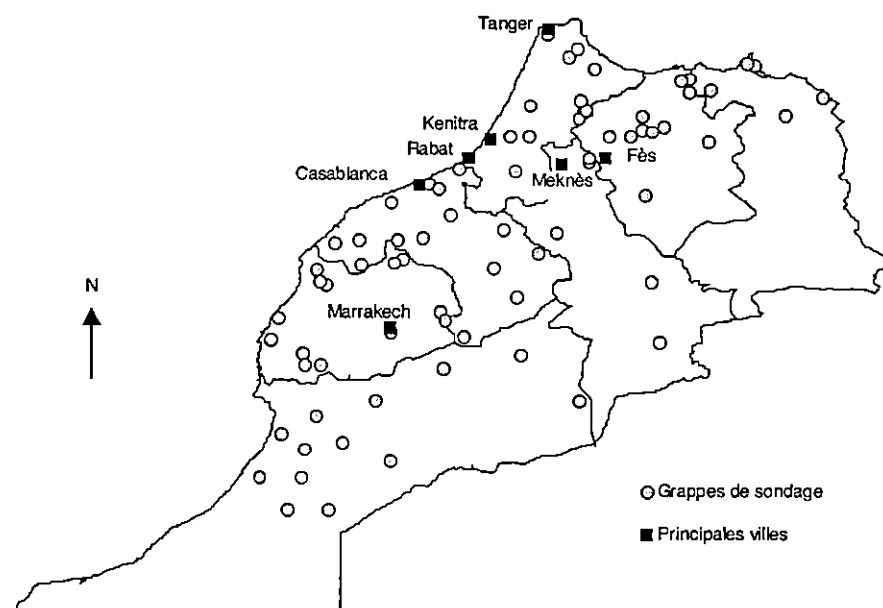
<sup>13</sup> Davantage de détails sur les variables utilisées sont fournis dans les chapitres consacrés aux analyses.

<sup>14</sup> Les analyses ne seront effectuées que sur 74 des 75 grappes, l'une d'elles ayant été exclue par manque de données contextuelles.

<sup>15</sup> Les 75 grappes de sondage proviennent de l'échantillon-maître de la Direction de la Statistique du Maroc (Abzahd, 1989). En milieu rural, l'échantillon-maître est constitué de 436 unités primaires rurales (UPR) d'une taille d'environ 1000 ménages. Chaque UPR est divisée en segments d'environ 100 ménages, qui constituent les unités secondaires. Les grappes de sondages ont été sélectionnées en deux étapes : dans un premier temps, tirage d'une UPR, dans un deuxième temps, sélection d'une unité secondaire au sein de l'UPR. L'échantillon de ménages constituant la grappe est tiré au sein d'une unité secondaire. L'unité secondaire, qui comprend environ 100 ménages (en 1982), soit de l'ordre de 600 habitants, a une taille d'un ordre de grandeur comparable à la taille moyenne d'un ou deux douars (villages). En 1982, on comptait 31 473 douars en milieu rural pour une population d'environ 11,7 millions d'habitants, soit une moyenne de 370 habitants par douar (Direction de la statistique, 1983). Dans les 75 communes rurales concernées par les enquêtes ENPS, la taille moyenne des douars était d'environ 430 habitants en 1982.

<sup>16</sup> L'homogénéité et la solidarité des douars ne sont par ailleurs pas toujours évidentes. Ceux-ci peuvent notamment n'être qu'une "constellation de micro-localités à base lignagère mais n'ayant que de très faibles capacités d'organisation des populations" (Iraki, 1997, p. 215).

Figure 3-5 : Répartition des 75 grappes rurales des enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992).



Les 75 grappes de sondage sont localisées au sein de 75 communes rurales. La commune rurale est la plus petite division administrative et comprend en moyenne environ 40 douars (avant redéfinition des limites communales en 1992)<sup>17</sup>. Le découpage en communes date de l'indépendance du Maroc à la fin des années 1950. Il a été conçu sur la base de l'organisation spatiale des tribus (dans certains cas les fractions de tribus) qui constituent des "unités sociologiques qui regroupent une population hétérogène mais solidaire" (Sedjari, 1981, p. 58). Ce découpage en communes est donc plus qu'un simple découpage administratif et a un certain sens d'un point de vue sociologique<sup>18</sup>. Il a notamment une certaine pertinence dans l'étude des comportements matrimoniaux, dans la mesure où le mariage était traditionnellement endogame à la tribu.

Les données contextuelles utilisées dans ce travail proviennent de plusieurs sources<sup>19</sup>. Au niveau des grappes de sondage, elles sont extraites du module communautaire de l'enquête ENPS-II et obtenues par agrégation de données individuelles et ménages des enquêtes de 1987 et 1992. Au niveau communal, elles proviennent des recensements de 1971, 1982 et 1994. Certaines données provenant de la carte sanitaire du Ministère de la Santé Publique et de la base de données communale de la Direction de la Statistique (BADO 82) ont été utilisées pour évaluer la qualité des données, mais ne sont pas utilisées dans les analyses. Décrivons brièvement chacune de ces sources.

<sup>17</sup> Les grappes de sondages sont donc beaucoup plus petites que les communes rurales. Les communes rurales, au nombre de 761 au recensement de 1982, avaient une taille moyenne de 15 000 habitants. La définition des communes rurales a été modifiée entre les recensements de 1982 et 1994, passant d'environ 800 communes en 1982 à près de 1300 en 1994.

<sup>18</sup> Même si l'importance sociale de la tribu s'est considérablement érodée (Sedjari, 1981).

<sup>19</sup> L'utilisation de différentes sources nécessite de pouvoir identifier les grappes de sondage utilisées dans l'enquête individuelle, afin de pouvoir coupler les données. Ceci a été rendu possible grâce à la liste des communes rurales au sein desquelles se trouvent les grappes, fournie par le Ministère de la Santé Publique.



### Le module communautaire de l'enquête ENPS-II de 1992

Une enquête communautaire a été réalisée parallèlement à l'enquête ENPS-II de 1992. Elle a recensé les infrastructures et services publics dans la grappe, et collecté des informations sur la disponibilité et la qualité des services de santé et de planification familiale. Le questionnaire comprend au total 8 sections (Tableau 3-4). La première concerne la présence d'infrastructures (routes, électricité,...) et de services publics (poste, cinéma, poste de police, marchés,...). La deuxième recense les formations sanitaires les plus proches dans un rayon de 30 km, avec quelques questions sur le temps pour y arriver, la disponibilité de services de planification familiale,... Les sections 3 à 8 reprennent des informations obtenues lors de visites auprès de ces formations sanitaires. Elles comportent une batterie de questions sur les dates de mise en service, le personnel, les heures d'ouverture, le type de méthodes contraceptives (et l'année à partir de laquelle les méthodes ont été disponibles), les médicaments disponibles, les ruptures de stock, le prix des méthodes contraceptives, etc...

Un inconvénient de ces données est de contenir peu d'informations rétrospectives, bien que les dates de mise en service des formations sanitaire et de disponibilité de la contraception aient été collectées, et que de telles données restent rares dans les enquêtes communautaires. Ce questionnaire communautaire s'intéresse également essentiellement aux infrastructures et contient peu ou pas d'informations par exemple sur les caractéristiques sociales et politiques locales, le marché du travail, etc. Il est néanmoins une source importante de données.

Tableau 3-4 : Contenu du questionnaire communautaire de l'enquête ENPS-II de 1992.

Sections	Contenu des sections et sous-sections
Section 1	Caractéristiques de la grappe et disponibilité des services <i>Caractéristiques de la grappe</i> <i>Disponibilité des services dans la grappe</i> <i>Disponibilité des services de santé et de planification familiale</i>
Section 2	Identification des établissements de santé et de planification familiale <i>Hôpital</i> <i>Centre de santé / dispensaire</i> <i>Clinique privée / polyclinique</i> <i>Pharmacie / dépôt de médicaments</i> <i>Médecin privé</i> <i>Association marocaine de planification familiale (AMPF)</i>
Section 3 à 8	Visite à l'Hôpital (section 3), au centre de santé / dispensaire (4), à la clinique privée (5), à la pharmacie (6), au médecin (7), à l'AMPF (8).

### L'agrégation de données individuelles des enquêtes ENPS-I et II

L'agrégation des données individuelles (ou de ménages) des enquêtes ENPS-I et II permet de mesurer quelques variables contextuelles d'intérêt : la mortalité infanto-juvénile, la proportion de ménages étendus, la proportion de femmes regardant la TV... *Un intérêt des enquêtes utilisées ici est qu'elles portent sur les mêmes grappes et qu'elles peuvent donc être regroupées pour le calcul de variables contextuelles.* En additionnant les données des deux enquêtes, on arrive en moyenne à près de 100 ména-

ges et 120 femmes par grappe. Cela permet de limiter les erreurs d'échantillonnage des indicateurs, qui conduisent classiquement à une sous-estimation des coefficients de régression (Deaton, 1997).

### Les séries communales des recensements de 1971, 1982 et 1994

Des données contextuelles sont extraites des séries communales des trois recensements de 1971, 1982 et 1994 (Tableau 3-5), ce qui permet notamment de tenir compte de changements survenus dans les communautés au cours de cette période.

Tableau 3-5 : Synthèse des données disponibles au niveau communal dans les recensements de 1971, 1982 et 1994.

Variables contextuelles	Année		
	71	82	94
Population totale et par sexe <sup>A</sup>	X	X	X
Population ménages	X	X	X
Population par groupes d'âges et par sexe	X		X
Population par état matrimonial et par sexe			X
Age moyen au mariage par sexe			X
ISF			X
Parité à 40-49 ans			X
Population active / inactive par sexe	X		
Femmes au foyer	X		
Taux d'activité par sexe			X
Taux de chômage par sexe			X
Situation dans la profession (%) par sexe			X
Population agricole		X	
Effectifs d'écoliers par sexe	X	X	
Taux de scolarisation par sexe			X
Taux d'alphabétisation parmi les 10 ans et + par sexe	X	X	X
Type de murs (pisé, pierres, maçonnerie)	X		
Type d'habitat (villa, sommaire,...)			X
Taux d'occupation logement			X
Statut d'occupation (propriétaire, locataire)			X
Equipped logements (eau, électricité, WC,...)			X

Les données du recensement de 1971 ont été publiées au niveau communal (Secrétariat d'Etat au Plan et au Développement Régional, 1976) et reprennent essentiellement les effectifs de population par âge et sexe, l'alphabétisation des adultes et la scolarisation des enfants (Tableau 3-5). En revanche, les données du recensement de 1982 n'ont pas été publiées au niveau communal<sup>20</sup>. Nous avons toutefois eu accès aux listings non-publiés de la Direction de la Statistique du Maroc. Les données dont nous disposons concernent la population par sexe, l'alphabétisation des adultes, la scolarisation des enfants et la population agricole.

Les données du recensement de 1994 sont les plus riches, et sont publiées à la fois sur support papier et électronique (Direction de la Statistique, 1997). Outre les informations sur la population et l'alphabétisation, reprises également dans les recensements de

<sup>20</sup> A l'exception des populations totales et par sexe (Direction de la statistique, 1983).

1971 et 1982, elles donnent le taux de chômage, le statut dans la profession, l'état matrimonial, l'âge au mariage,... Leur inconvénient dans notre étude est de faire référence à une date ultérieure à la période couverte par les enquêtes, et de n'être pas totalement comparables aux données des recensements de 1971 et 1982, les limites communales ayant changé en 1992. Pour tenter d'y remédier, nous adoptons une procédure (décrite en annexe) qui permet d'améliorer la comparabilité des données et de les utiliser dans les analyses des changements de fécondité. Elle a consisté à établir des règles de correction par comparaison des cartes du découpage communal avant et après redéfinition des limites communales.

### **Autres sources de données contextuelles**

Deux autres sources de données contextuelles ont été obtenues mais n'ont pas été utilisées dans les analyses, la raison étant que l'essentiel des données pertinentes reprises dans ces sources était également disponible dans les autres.

La première est la carte sanitaire, qui est une base de données informatisée gérée par le Ministère de la santé publique mise à jour annuellement<sup>21</sup> et qui concerne l'ensemble des formations sanitaires publiques et environ 30 % des services privés existant au Maroc (Bertrand, 1998). Les données sont disponibles au niveau communal et comprennent le type de formation (centre de santé, dispensaire,...), la date de mise en service, le personnel employé dans les formations sanitaires.... Nous ne les utilisons pas pour les analyses, mais elles servent néanmoins à évaluer la qualité de certaines données de l'enquête communautaire de l'ENPS-II.

La seconde source de données contextuelles est la base de données communales (BADOC), réalisée par la Direction de la Statistique dans le cadre du recensement de la population de 1982<sup>22</sup>. Elle rassemble des informations concernant les principaux équipements, commerces et services, l'environnement physique, le type de productions agricoles, etc... au niveau communal. Ces données ne sont pas non plus utilisées dans les analyses.

### **3.3 Qualité des données**

Nous présenterons ici les principaux résultats des tests de qualité que nous avons effectués sur les données individuelles et contextuelles, ceux qui en définitive nous paraissent ici les plus pertinents. Nous examinons d'abord les données individuelles sur la fécondité et l'âge au mariage, et examinons ensuite quelques problèmes des données contextuelles.

<sup>21</sup> Nous disposons des données pour l'année 1995.

<sup>22</sup> Les données ont été collectées entre le mois de mars 1981 et le mois de mai 1983 par la Division de la Population de la Direction de la Statistique et par les délégations régionales du Ministère du Plan. Cette base de donnée a été mise à jour en 1989 (CERED, 1993) ; nous ne disposons toutefois pas de ces données plus récentes.

### 3.3.1 Données individuelles

La qualité des données des enquêtes démographiques et de santé (ENPS) au Maroc est généralement considérée comme bonne en comparaison par exemple à de nombreux pays d'Afrique sub-saharienne. Les contrôles que nous avons effectués sur les données de l'histoire génésique et l'âge au premier mariage confirment la qualité globalement bonne, bien que les données sur l'âge au mariage posent certains problèmes. La qualité des données sur la pratique contraceptive n'est pas reprise ici, étant donné le manque d'éléments permettant de l'évaluer.

#### Données de fécondité

Deux points relatifs à la qualité des données sur la fécondité ont été examinés : les données sur les dates de naissance des enfants et l'omission de naissances vivantes. Plusieurs éléments indiquent la bonne qualité de ces données.

Tableau 3-6 : Proportion des naissances et des mariages en fonction du type d'information disponible sur les dates, Maroc rural, ENPS-I et ENPS-II.

% de données complètes	1987	1992
<b>Date de naissance des enfants</b>		
Mois et année	44,5 %	95,9 %
Année	98,3 %	99,9 %
<b>Date de mariage</b>		
Mois et année	14,7 %	92,8 %
Année	88,8 %	99,7 %

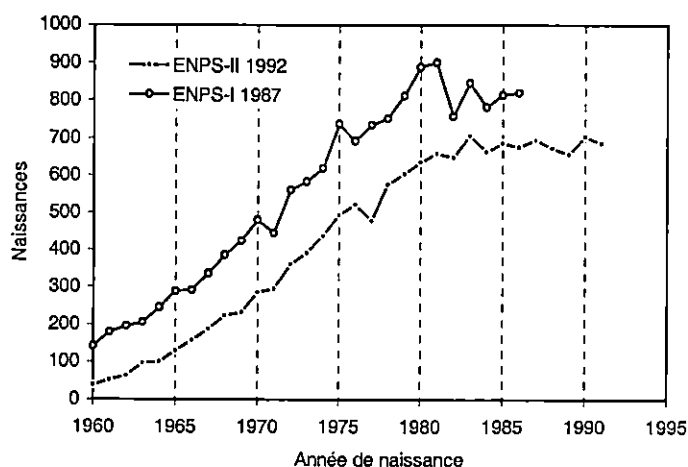
Premièrement, il y a peu de données manquantes sur les dates de naissance des enfants. L'année de naissance est disponible pour plus de 98 % des naissances dans l'enquête de 1987<sup>23</sup>, et près de 100 % des naissances de l'enquête de 1992 (Tableau 3-6). Ce résultat n'est pas réellement surprenant étant donné que la consigne donnée aux enquêteurs est d'obtenir au moins l'année de naissance des enfants. Les données sur les mois de naissances sont par contre plus souvent manquantes. Dans l'enquête de 1987, elles manquent dans plus de la moitié des cas, ce qui est notamment lié au fait que la saison était acceptée comme réponse. En 1992, des données sur le mois de naissance ont été fournies pour plus de 95 % des naissances. Cette forte proportion est quelque peu surprenante compte tenu de la proportion relativement faible de réponses au mois près quelques années auparavant, et il est probable qu'elle résulte en partie de l'insistance des enquêteurs pour obtenir une réponse à la question.

Dans les analyses, nous n'utilisons pas les données au mois près pour la datation des naissances, celles-ci étant comptées pour chaque année. Nous utilisons néanmoins indirectement les dates des naissances au mois près dans le calcul de la date de décès des enfants, qui servent à construire des indicateurs d'expérience individuelle de mortalité pour les analyses explicatives de la fécondité.

<sup>23</sup> Une année de naissance a été imputée dans les 2 % de cas. La procédure d'imputation des dates de naissances manquantes est décrite dans Croft (1991).

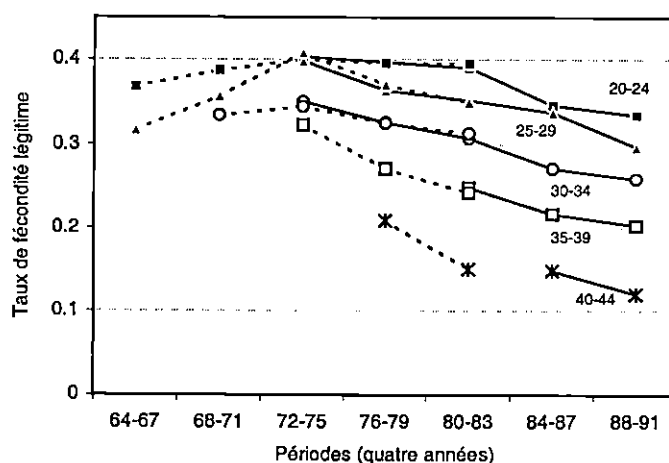
On constate également une faible attraction pour les chiffres ronds dans les années de naissance. Il n'y a pas d'attraction dans l'enquête de 1992, et une légère attraction sur les années 1970 et 1975 dans l'enquête ENPS-I de 1987 (Figure 3-6). Les déplacements des naissances récentes (de 1982 vers 1981 et 1980), un problème classique dans les enquêtes EDS, sont par contre assez marqués dans l'enquête de 1987.

Figure 3-6 : Effectifs de naissances par année entre 1960 et 1991 dans les enquêtes ENPS-I et ENPS-II, Maroc rural.



Il n'y a guère de signes d'omissions importantes de naissances, en particulier d'omissions différentielles selon le sexe. Comme indicateur d'omission différentielle, nous avons calculé les rapports de masculinité à la naissance depuis 1970 dans les deux enquêtes. Ces indicateurs sont très stables et proches de 1,05 (1,047 et 1,053 respectivement dans les enquêtes ENPS-I et ENPS-II). Enfin, un dernier élément confirmant la bonne qualité des données est la comparaison des taux de fécondité légitime rétrospectifs calculés à partir des deux enquêtes de 1987 et de 1992. Comme le montre la figure ci-dessous, la correspondance dans les taux de fécondité est très bonne.

Figure 3-7 : Taux de fécondité légitime par groupes d'âges quinquennaux de 1964-67 à 1988-91 dans les enquêtes ENPS-I (pointillés) et ENPS-II (lignes solides), Maroc rural.

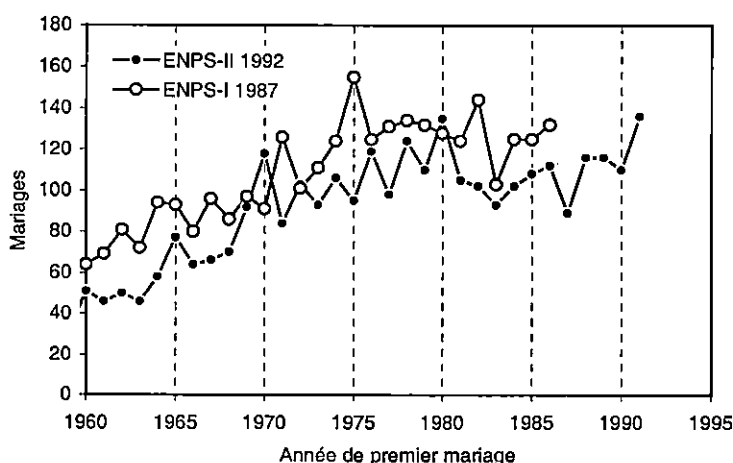


### Données sur l'âge au mariage

Les données sur l'âge au premier mariage, bien que d'une qualité acceptable par rapport à ce type de données dans d'autres contextes, posent néanmoins certains problèmes. Seules les données de l'enquête de 1992 seront utilisées dans les analyses des déterminants de l'âge au mariage ; nous les comparons toutefois aux données de 1987 afin de mieux apprécier les problèmes de qualité.

En ce qui concerne les déclarations des dates de mariage, pratiquement 100 % des femmes ont déclaré leur année de mariage en 1992. Cette proportion est inférieure à 90 % en 1987 (Tableau 3-6, page 95). La distribution des premiers mariages par année montre aussi une certaine attraction pour les chiffres ronds (Figure 3-8), un phénomène fréquent pour ce type de données (Gage, 1995). Les données de l'enquête de 1992 semblent toutefois moins sensibles à ce problème que celles de 1987, pour lesquelles on constate notamment une forte attraction pour l'année 1975 et l'année 1982. Le nombre de premiers mariages dans les données de l'enquête de 1992 indiquent une certaine attraction pour les années 1970 et 1980, et une répulsion (inexpliquée) en 1987.

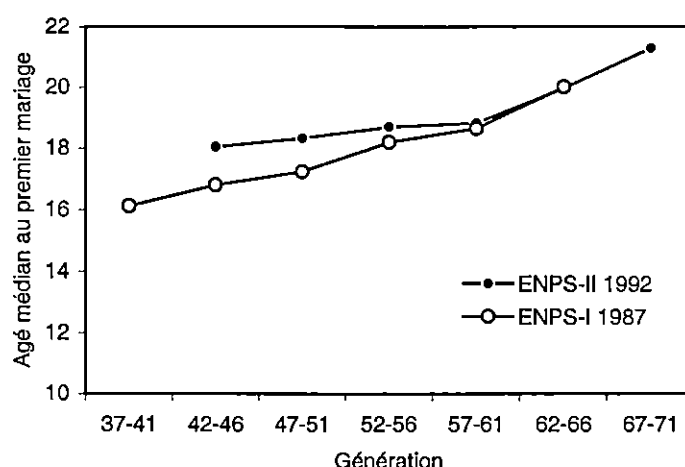
Figure 3-8 : Distribution des premiers mariages par année entre 1960 et 1991 dans les enquêtes ENPS-I et ENPS-II, Maroc rural.



La comparaison des âges médians au premier mariage par générations de femmes calculés à partir des deux enquêtes montre des différences relativement importantes pour les générations anciennes. Les âges médians calculés sur les données de l'enquête de 1992 sont nettement supérieurs à ceux de l'enquête de 1987 (Figure 3-9), conduisant à une sous-estimation de la tendance à la hausse de l'âge au mariage dans l'enquête de 1992 ou à une surestimation dans l'enquête de 1987. Nous n'y avons pas trouvé d'explication définitive<sup>24</sup>. Une hypothèse est que les enquêteurs, dans l'enquête de 1992, aient estimé à la hausse l'âge au mariage des femmes qui ne pouvaient le déclarer. Les procédures d'imputation des données manquantes, sur lesquelles nous n'avons pas de précisions, peuvent peut-être également expliquer une partie de ces différences.

<sup>24</sup> On notera toutefois que les données de l'enquête mondiale de fécondité donnent des résultats plus proches de ceux de l'enquête de 1987 que de l'enquête de 1992

Figure 3-9 : Age médian au premier mariage par génération (toutes femmes) d'après les enquêtes ENPS-I et ENPS-II, Maroc rural.



Au total, on constate donc que les données sur l'âge au mariage sont d'une qualité globalement moins satisfaisante que pour la fécondité. Le problème le plus important semble être l'écart entre les âges médians fournis par les deux enquêtes, problème auquel nous n'avons pas trouvé d'explication. Dans le chapitre sur la nuptialité, nous travaillerons sur une période récente (1981-91), de sorte que la qualité des données sur l'âge au mariage ne devrait pas avoir d'effet important sur les résultats.

### 3.3.2 Données contextuelles

La qualité des données contextuelles dans les enquêtes démographiques a été souvent critiquée et a aussi été considérée comme l'un des éléments expliquant la relative difficulté à mettre en évidence des effets contextuels, au moins dans les travaux plus anciens (Casterline, 1985b). Les quelques études consacrées à ce sujet indiquent en effet une qualité relativement mauvaise des données communautaires (Arends-Kuenning et al., 1996 ; Casterline, 1987). Arends-Kuenning et ses co-auteurs (1996, p. 45) notent ainsi que la comparaison des données communautaires de l'Enquête Mondiale de Fécondité à d'autres sources a révélé de nombreuses divergences, "suggérant soit que les questions étaient mal comprises, soit que les connaissances des informateurs sur les services de la communauté étaient parcellaires". Hermalin et al. (1988, p. 21) ont comparé les données communautaires de 11 villages de l'enquête EMF égyptienne de 1980 à des données d'une enquête indépendante de 1982, et concluent que "le niveau des incohérences entre [...] l'enquête EMF de 1980 et l'enquête de 1982 est assez élevé pour la majorité des variables considérées". Les quelques travaux sur la qualité des informations communautaires des enquêtes EDS ont conduit à des conclusions similaires (Arends-Kuenning et al., 1996)<sup>25</sup>. La raison principale de ces déficiences, aux yeux de plusieurs auteurs, provient du fait que l'enquête communautaire apparaît souvent

<sup>25</sup> Feyisetan et Ainsworth (1994) soulignent ainsi, dans leur étude consacrée au Nigeria, que les personnes censées fournir des informations sur la présence de services de santé n'étaient pas nécessairement bien informées, tant sur les services de planification familiale offerts par les formations sanitaires que sur la distance entre le lieu de l'enquête et le service de santé.

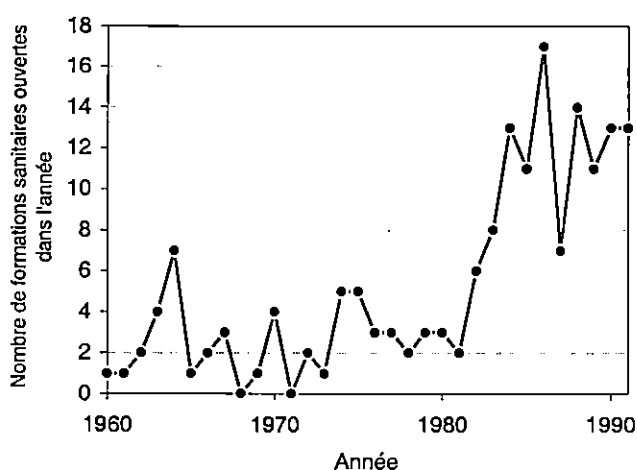
comme une opération secondaire qui "manque d'une surveillance approfondie du travail de terrain et de la qualité des données" (Mensch et al., 1996, p. 61). L'évaluation de la qualité des données contextuelles, compte tenu de ces expériences, est donc une étape importante.

Un problème dans l'évaluation de la qualité de ces données est toutefois qu'il existe généralement peu d'éléments de comparaison externes (sources de données indépendantes) et que les tests sur la validité interne sont limités. Aussi, leur qualité est rarement évaluée. Nous avons tenté d'évaluer la qualité de certaines des données contextuelles utilisées ici, et nous en présentons les principaux résultats. Elle ne concernera toutefois que deux variables du questionnaire communautaire (date de mise en service des formations sanitaires et dates de disponibilité de la contraception), trois variables extraites des recensements (proportion d'hommes, alphabétisation des femmes et égalité entre sexes), et trois variables mesurée par agrégation de données individuelle (proportion de femmes regardant la télévision, proportion de mariages endogames et mortalité infanto-juvénile).

### Dates de mise en service des formations sanitaires

Bien que nous n'utiliserons pas directement ces données dans les analyses, l'évaluation de la qualité des données sur les dates de mise en service des formations sanitaires illustre la fiabilité de ce type d'information dans l'enquête communautaire. Les dates de mise en service ont été collectées dans le questionnaire communautaire auprès de la formation sanitaire la plus proche (à moins de 30 km de la grappe) pour chacune des 6 catégories concernées par l'enquête : (1) hôpital, (2) centre de santé ou dispensaire, (3) clinique privée ou polyclinique, (4) pharmacie ou dépôt de médicament, (5) médecin privé et (6) Association marocaine de planification familiale.

Figure 3-10 : Fréquence des formations sanitaires en fonction de l'année de mise en service entre 1960 et 1991 (toutes formations confondues) dans l'enquête communautaire de l'ENPS-II, Maroc rural.



En premier lieu, on constate peu de données manquantes pour les dates de mise en service des formations sanitaires. Seules quatre données manquent et la comparaison



avec les données de la carte sanitaire indique qu'elles font toutes référence à des établissements anciens (1912, 1927, 1937 et 1952)<sup>26</sup>. Il y a également peu d'attraction sur les chiffres ronds (Figure 3-10), bien que l'on note un pic en 1986, qui correspond vraisemblablement à une réponse du type "il y a cinq ans"<sup>27</sup>.

La carte sanitaire de 1995 fournit une base de comparaison qui permet d'évaluer la qualité des données sur les dates de mise en service des centres de santé et dispensaires. Pour chaque grappe échantillonnée en milieu rural dans l'enquête ENPS-II, nous avons couplé les données relatives à l'année d'ouverture des centres de santé ou dispensaires fournies par l'ENPS-II et par la carte sanitaire. Les données ne sont a priori pas strictement comparables, étant donné qu'elles font référence à la formation sanitaire la plus proche dans le cas de l'ENPS-II, et à la (ou les) formation sanitaire dans la commune rurale dans la carte sanitaire<sup>28</sup>. Elles permettent néanmoins d'en tirer certains enseignements.

Pour 67 des 75 grappes, une date d'ouverture d'un centre de santé ou dispensaire est disponible dans les deux sources<sup>29</sup>. Les données des deux sources sont reportées sur les graphiques ci-dessous (Figure 3-11 et Figure 3-12). La première figure compare les dates de mise en service des centres de santé et dispensaires selon la carte sanitaire et l'enquête ENPS-II. Bien que dans un nombre substantiel de cas les dates correspondent relativement bien (dans 14 cas, la date est identique selon les deux sources, et dans 39 cas sur 67, soit 58 % des observations, la différence absolue est inférieure ou égale à 3 ans), il reste un nombre relativement important d'observations pour lesquelles la correspondance est médiocre (dans 14 cas, soit 21 % des observations, la différence est supérieure à 10 ans).

Un élément d'explication à ces différences semble être fait que l'année de mise en service selon l'enquête ENPS-II correspond parfois à l'année de l'extension de la formation selon la carte sanitaire<sup>30</sup>. L'année de mise en service selon la carte sanitaire est alors plus ancienne que celle déclarée dans l'ENPS. On observe par exemple, dans la commune de Beni Hilal que le dispensaire rural a été ouvert en 1967 selon la carte sanitaire et en 1991 selon l'ENPS-II. La carte sanitaire indique néanmoins qu'une première extension a été réalisée en 1991, et il est fort probable que le répondant de l'enquête ENPS-II ait donné comme réponse l'année de l'extension et non l'année d'ouverture. Si l'on tient compte de cette source de discordance entre données<sup>31</sup>, on observe effectivement une correspondance un peu meilleure (Figure 3-11) : dans 43 cas

<sup>26</sup> Nous les avons corrigées sur la base de la carte sanitaire.

<sup>27</sup> L'enquête communautaire est classiquement réalisée au moment de la cartographie, soit quelques mois avant l'enquête ménage. L'enquête ménage ayant débuté en janvier 1992, on en déduit que l'enquête communautaire a été réalisée en 1991.

<sup>28</sup> Lorsque plusieurs formations sanitaires existent dans la commune rurale, nous avons considéré la date de mise en service la plus proche de celle donnée par l'enquête ENPS.

<sup>29</sup> Après correction des dates manquantes dans l'ENPS-II.

<sup>30</sup> La carte sanitaire donne non seulement l'année de mise en service des formations, mais également l'année d'extension.

<sup>31</sup> On considère dans ce cas la date déclarée à l'enquête ENPS-II comme "correcte", et on la compare à la date d'extension du centre de santé fournie par la carte sanitaire.

sur 67 (64 %), la différence absolue entre dates est inférieure ou égale à trois ans. Il reste néanmoins un nombre substantiel de centres de santé pour lesquels les dates ne correspondent pas du tout.

Figure 3-11 : Relation entre les dates de mise en service des centres de santé fournies par l'ENPS-II et par la carte sanitaire, Maroc rural.

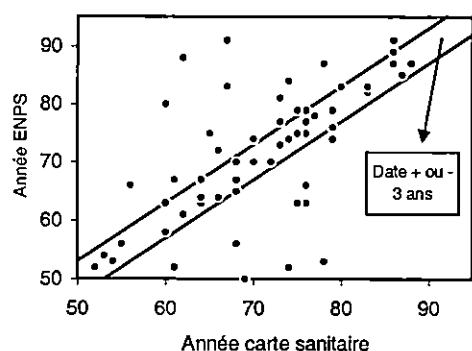
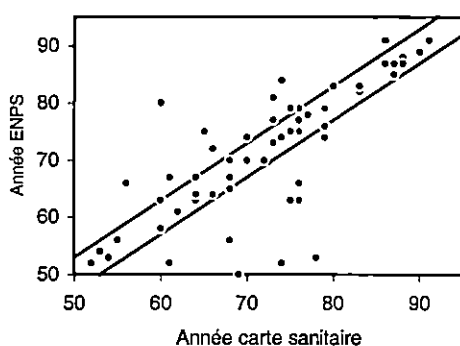


Figure 3-12 : Relation entre les dates de mise en service des centres de santé fournies par l'ENPS-II et par la carte sanitaire (corrigées), Maroc rural.



Deux hypothèses permettent d'expliquer ces différences :

- (1) *Les établissements comparés ne sont pas les mêmes.* Dans l'enquête ENPS-II, le centre de santé ou dispensaire sur lequel les informations sont collectées est celui qui est le plus proche de la grappe. Dans la carte sanitaire, les données font référence à tous les centres de santé de la commune dans laquelle se trouve la grappe. Il est ainsi possible que les deux sources ne fassent pas référence au même centre de santé, en particulier si le service de santé le plus proche de la grappe est situé dans une autre commune.
- (2) *Les informateurs dans l'enquête ENPS-II ne connaissent pas bien la date de mise en service<sup>32</sup>.* Le fait que, dans certains cas, c'est la date d'extension et non de mise en service qui est déclarée va dans le sens de cette hypothèse. Par ailleurs, on constate que dans quatre des cinq établissements pour lesquels l'enquêteur considère que l'informateur ne "semble pas bien informé"<sup>33</sup>, les différences de date de mise en service sont supérieures à 5 ans (supérieures ou égale à 10 ans dans 3 cas). Cela va également dans le sens de cette hypothèse.

Au total, il est probable que ces deux explications rendent compte chacune en partie des divergences observées entre les deux sources. Il est en tout cas clair que les données ne sont pas d'une précision remarquable. Bien que nous ne les utilisions pas, ces comparaisons indiquent que les données sur les dates dans l'enquête communautaire semblent relativement peu fiables.

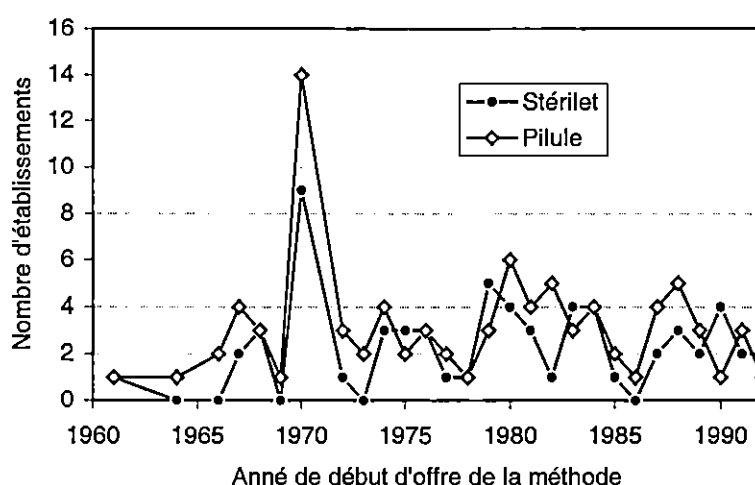
<sup>32</sup> Les questions relatives aux formations sanitaires sont posées à un ou plusieurs membres du personnel médical ou paramédical.

<sup>33</sup> Il s'agit d'une question à laquelle l'enquêteur devait répondre lors de l'enquête communautaire.

### Année de disponibilité des méthodes contraceptives

Une autre information fournie par l'enquête communautaire de l'ENPS-II est, pour chaque formation sanitaire (à l'exception des pharmacies), l'année à partir de laquelle chaque méthode contraceptive a été disponible. Ces données sont utilisées pour la construction d'un indicateur de disponibilité de la contraception qui varie au cours du temps. Compte tenu des problèmes de qualité sur les dates de mise en service, on peut s'attendre à des problèmes de qualité pour l'année de disponibilité de la contraception également. Nous n'avons pas ici de source de comparaison externe, et seule une analyse sommaire de la validité interne des données est possible.

Figure 3-13 : Dates de début d'offre de pilules et de stérilets dans les formations sanitaires d'après l'enquête communautaire de l'ENPS-II, Maroc rural.



Le graphique ci-dessus, qui reprend les dates de début d'offre de la pilule et du stérilet (les deux méthodes de loin les plus fréquentes) dans les formations sanitaires, indique une forte attraction sur l'année 1970. Compte tenu du fait que nos analyses portent sur la période postérieure à 1972, les erreurs sur les datations antérieures à 1972 ne sont pas particulièrement problématiques. Mais elles confirment cependant que ces données sont assez approximatives<sup>34</sup>.

### Données du recensement

Trois variables contextuelles issues des recensements à trois dates (1971, 1982 et 1994) seront utilisées dans les analyses des déterminants de la fécondité, de la contraception et de l'âge au mariage : l'alphabétisation des femmes, l'égalité entre sexes (rapport des taux d'alphabétisation des femmes et des hommes), et la proportion d'hommes dans la

<sup>34</sup> Nous avons également comparé la date de disponibilité de la contraception avec la date de mise en service de la formation sanitaire dans laquelle elle est répertoriée. La date de début d'offre de méthodes contraceptive est postérieure à la date de mise en service de la formation dans tous les cas sauf un, pour lequel nous avons corrigé la donnée relative à la disponibilité de la contraception.

commune<sup>35</sup>. Nous évaluons la cohérence des données par comparaison des valeurs de ces trois variables en 1971 et 1982, et ensuite entre 1982 et 1994 (Figure 3-14 à Figure 3-19).

Globalement, on note une bonne corrélation entre ces indicateurs aux différentes dates, ce qui semble exclure l'existence d'erreurs grossières<sup>36</sup>. Il est toutefois difficile d'évaluer plus précisément la qualité de ces données en l'absence de point de comparaison externe. Une autre approche pour évaluer la qualité des données a consisté à estimer une relation linéaire entre le logit de l'indicateur et l'année au sein de chaque commune, et à ensuite comparer les valeurs prédites par le modèle aux valeurs observées. Cette approche indique une bonne cohérence des données aux trois dates au sein de chaque commune.

Figure 3-14 : Taux d'alphabétisation des femmes par commune en 1971 et 1982, Maroc rural.

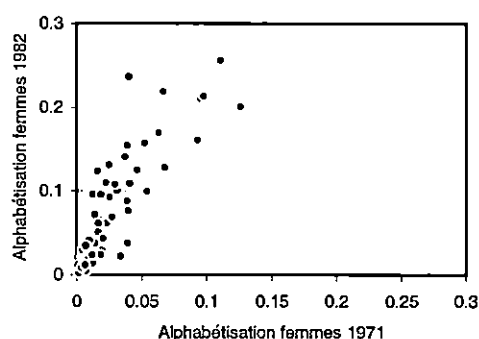


Figure 3-15 : Taux d'alphabétisation des femmes par commune en 1982 et 1994, Maroc rural.

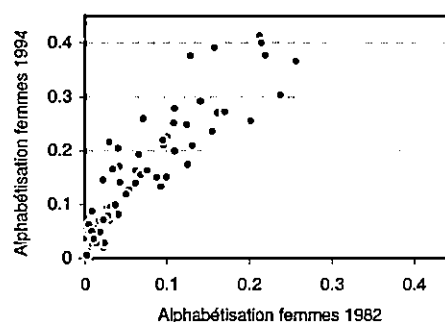


Figure 3-16 : Egalité entre sexes (alphabétisation) par commune en 1971 et 1982, Maroc rural.

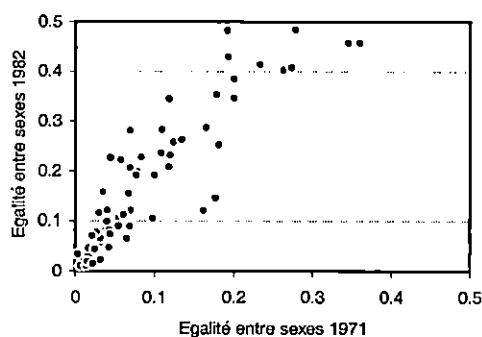
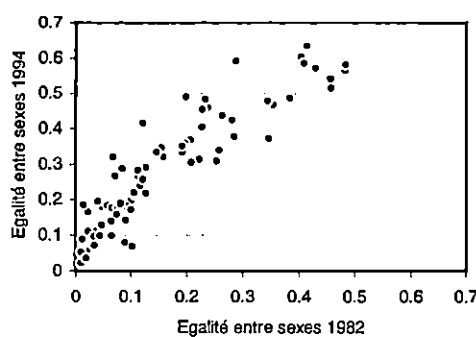


Figure 3-17 : Egalité entre sexes (alphabétisation) par commune en 1982 et 1994, Maroc rural.



<sup>35</sup> Ces données sont notamment utilisées pour la construction d'indicateurs qui varient au cours du temps. Le principe consiste à estimer l'indicateur pour l'année  $t$  par interpolation linéaire des valeurs des deux recensements entourant cette année.

<sup>36</sup> Les données de deux communes (Ait Echaibiya et Had Bradia) ont été corrigées pour 1982 par interpolation linéaire entre 1972 et 1994.

Figure 3-18 : Proportion d'hommes par commune en 1971 et 1982, Maroc rural.

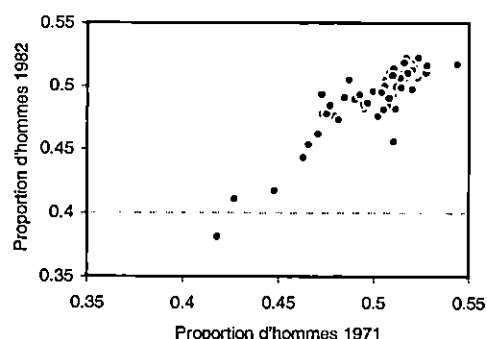
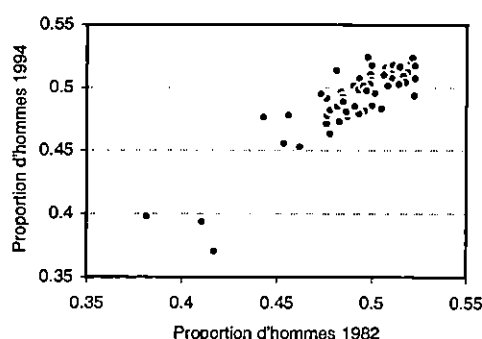


Figure 3-19 : Proportion d'hommes par commune en 1982 et 1994, Maroc rural.



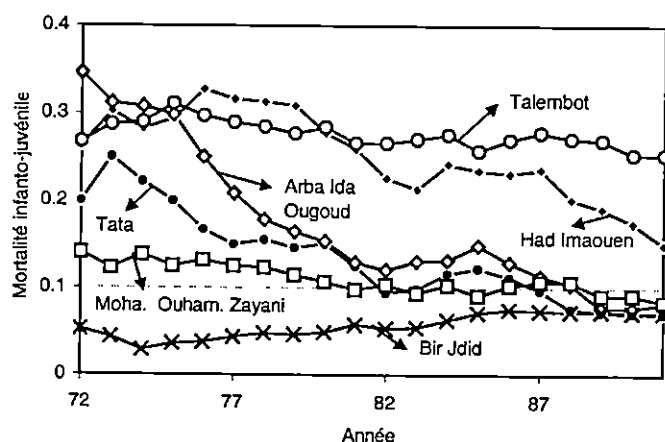
### Mortalité infanto-juvénile

Des indicateurs de mortalité sont calculés au niveau des grappes de sondage en combinant les données des enquêtes de 1987 et 1992. Le fait de regrouper les deux enquêtes permet d'atteindre des tailles d'échantillon de naissances "raisonnables" au sein des contextes : le nombre moyen de naissances par grappes est de près de 400, avec un minimum de 158 et un maximum de 855. Deux indicateurs de mortalité infanto-juvénile sont construits sur la base de ces données. (1) Un premier indicateur est la mortalité moyenne au cours de la période 1957-91, utilisé dans les analyses transversales de la fécondité légitime (chapitre 4), de la pratique contraceptive (chapitre 6) et de l'âge au mariage (chapitre 7). Il est égal au rapport du nombre de décès d'enfants de 0-5 ans au nombre de naissances au cours de cette période au sein de chaque contexte, soit une approximation du quotient de mortalité infanto-juvénile. (2) Le deuxième indicateur varie au cours du temps et est utilisé dans les analyses des changements de fécondité légitime (chapitre 5). Pour chaque année entre 1972 et 1991, la mortalité est calculée en rapportant le nombre de décès d'enfants de 0-5 ans au cours des 15 années précédentes au nombre de naissances au cours de ces 15 années. L'évolution de la mortalité est donc lissée de cette manière<sup>37</sup>.

La Figure 3-20 ci-dessous représente l'évolution de la mortalité entre 1972 et 1991 dans 6 contextes sélectionnés afin d'illustrer la diversité des situations. On constate ici que certaines restent à des niveaux élevés et n'ont pratiquement pas connu de changements de mortalité en 20 ans, comme Talembote dans le Nord (commune située dans le Rif, province de Chefchaouen). D'autres étaient déjà à des niveaux relativement bas, et semblent avoir connu une légère augmentation de mortalité (Bir Jdid, province d'El Jadida). D'autres enfin ont connu une baisse de la mortalité relativement importante, comme Tata (province de Tata, Sud) ou Arba Ida Ougoud (province d'Essaouira).

<sup>37</sup> Deux autres indicateurs ont été testés : (1) un indicateur calculé comme la moyenne simple de l'indicateur décrit ci-dessus et du même indicateur calculé pour la province dans laquelle se situe la grappe, et (2) un indicateur calculé par les valeurs prédites d'une régression de Poisson avec le nombre de décès par année comme variable dépendante, l'année comme variable explicative et le nombre de naissances comme offset. Les résultats des modèles sur les changements sont toutefois peu sensibles à ces choix.

Figure 3-20 : Evolution de la mortalité infanto-juvénile entre 1972 et 1991 dans 6 grappes de sondage couvertes par les enquêtes ENPS, Maroc rural.



S'il est certain qu'une partie des différences de niveaux et des évolutions est due à la variabilité aléatoire liée aux faibles effectifs, les tendances ne sont toutefois pas erratiques, indiquant une certaine cohérence dans les évolutions. Nous les considérons ici comme suffisamment fiables pour pouvoir être utilisées dans les analyses explicatives, bien que, comme nous le verrons, ces données ont d'importantes limites.

### Proportion de mariages consanguins et de femmes regardant la télévision

Nous examinons ici brièvement la qualité de deux variables contextuelles obtenues par agrégation de données individuelles : la proportion de mariages consanguins et la proportion de femmes mariées regardant la télévision au moins une fois par semaine. Ces deux variables sont disponibles dans les enquêtes de 1987 et de 1992 et peuvent donc être comparées pour ces deux années (Figure 3-21 et Figure 3-22).

Figure 3-21 : Proportion de mariages consanguins au sein des grappes de sondage selon les enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992), Maroc rural.

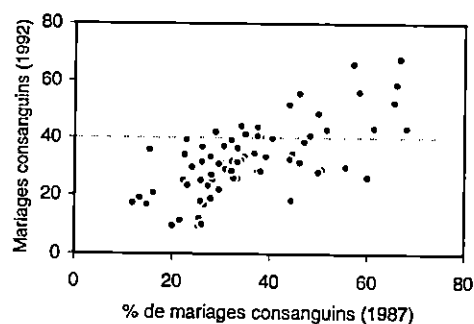
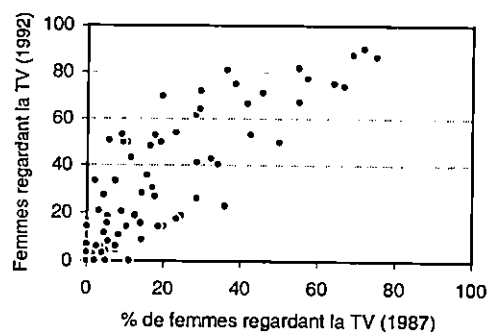


Figure 3-22 : Proportion de femmes regardant la télévision une fois par semaine au sein des grappes de sondage selon les enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992), Maroc rural.



On constate une corrélation relativement bonne entre ces données ( $r=0,66$  et  $r=0,82$  respectivement), mais ces figures suggèrent aussi clairement l'importance d'erreurs d'échantillonnage. Généralement, les erreurs aléatoires sur les variables explicatives

conduisent à l'atténuation du coefficient de régression vers zéro. Afin de limiter ces problèmes nous regrouperons lorsque c'est justifié les données des deux enquêtes dans le calcul de variables contextuelles.

### 3.4 Conclusion

Les changements de fécondité et de nuptialité au Maroc au cours des vingt dernières années sont importants. Le fait que les changements de fécondité légitime et de nuptialité ont des poids à peu près équivalents dans l'explication de la baisse de fécondité justifie que l'on s'intéresse à ces deux phénomènes. L'intérêt essentiel de distinguer les deux phénomènes est que les déterminants de l'âge au mariage et de la fécondité légitime ne sont pas nécessairement identiques.

Les données dont nous disposons ici sont relativement riches pour une approche multi-niveaux. Les deux enquêtes sur les mêmes grappes de sondage permettent d'obtenir des échantillons relativement importants au sein des contextes. Par ailleurs, la nature rétrospective des informations sur la fécondité (vie génésique) et sur l'âge au mariage permettent de tenir compte de la dimension temporelle dans les analyses. Les données contextuelles dont nous disposons, bien que relativement peu abondantes, sont également originales à ce titre : elles concernent non seulement des différences entre contextes à un moment donné, mais fournissent également des informations sur les changements de quelques caractéristiques contextuelles au cours des vingt années étudiées (disponibilité de la contraception, égalité entre sexes, alphabétisation, proportion d'hommes, mortalité). C'est l'une des originalités des données dont nous disposons, de telles informations étant rarement disponibles et pratiquement jamais utilisées dans les analyses contextuelles de la fécondité.

Les données individuelles sont globalement de bonne qualité, celles sur l'âge au mariage étant toutefois d'une qualité moindre que les données de fécondité. Bien qu'il soit difficile d'évaluer en détail la qualité des données contextuelles, les variables pour lesquelles nous avons pu comparer plusieurs sources semblent indiquer une qualité acceptable, même si les données sur les dates semblent relativement peu précises et que les indicateurs mesurés par agrégation de données individuelles (mortalité infanto-juvénile, proportion de femmes regardant la TV,...) s'accompagnent d'erreurs d'échantillonnage relativement importantes.

Dans le chapitre suivant, nous abordons les déterminants individuels et contextuels de la fécondité légitime par une approche transversale au cours de la période 1982-1991. Le cinquième chapitre sera consacré à l'analyse des déterminants des changements de fécondité sur une période de vingt années (1972-1991). Le sixième chapitre portera sur les déterminants individuels et contextuels de la pratique contraceptive, et le septième chapitre sur les déterminants de l'âge au mariage.

## **Chapitre 4 - Déterminants de la fécondité légitime au Maroc rural dans les années 1980**

---

Dans le chapitre précédent, nous avons présenté les changements démographiques survenus au Maroc au cours des dernières décennies. En milieu rural, les changements de fécondité générale au cours de la période 1972-1991 résultent environ pour moitié de l'augmentation sensible de l'âge au premier mariage, et pour moitié de la baisse de la fécondité dans le mariage. Dans ce chapitre, nous nous intéressons à ce deuxième élément, c'est-à-dire aux déterminants de la fécondité légitime. Nous traitons d'abord les déterminants individuels et contextuels de la fécondité au cours de la période 1982-1991. Bien que des variables explicatives qui changent au cours du temps seront prises en compte, l'approche est essentiellement transversale. Nous passons dans le chapitre suivant à une analyse des changements de fécondité au cours de la période 1972-1991. Le fait de distinguer ces deux périodes permet, pour la période 1982-1991 de disposer de davantage de variables explicatives et, pour la période 1972-1991, de s'intéresser davantage à l'hétérogénéité des changements de fécondité qu'à l'hétérogénéité des niveaux entre contextes.

Dans un premier temps, nous passons en revue les principaux facteurs explicatifs des comportements de fécondité au Maroc rural discutés dans la littérature. Nous présentons ensuite le cadre analytique et le modèle statistique de base. La suite de ce chapitre est consacrée aux analyses empiriques de la fécondité légitime.

### **4.1 Une brève synthèse des travaux explicatifs sur la fécondité au Maroc**

De manière étonnante, les travaux sur les déterminants de la fécondité au Maroc sont peu nombreux, et la plupart sont descriptifs, s'intéressant essentiellement à l'explication des différentiels et changements de fécondité par les déterminants proches (Ayad et al., 1997 ; Eltigani, 2000 ; Ouadah-Bedidi et Vallin, 2000). Parmi les quelques travaux plus explicatifs, on distingue deux catégories : (1) ceux qui s'intéressent à la fécondité différentielle selon quelques variables telles que l'instruction, le milieu de résidence, l'activité de la femme,... et (2) les travaux qui adoptent une approche agrégée, mettant en relation l'évolution de la fécondité au niveau national ou le niveau de fécondité par milieu de résidence et des variables comme la mortalité, l'évolution du programme de planification familiale, etc... (Courbage, 1996). Les travaux ayant adopté une approche contextuelle se limitent à l'étude de l'effet des services de planification familiale sur la pratique contraceptive (Hotchkiss et al., 1999 ; Hotchkiss et al., 1995 ; Magnani et al., 1999 ; Steele et al., 1999). Nous reviendrons sur ces travaux dans le sixième chapitre.



Plusieurs éléments ont été avancés pour expliquer la baisse de fécondité au Maroc, bien qu'ils n'aient pas tous été réellement étudiés : la baisse de la mortalité (Escallier, 1987), l'effet de la crise économique et l'augmentation du coût de l'enfant (Courbage, 1996), la diffusion des valeurs occidentales et urbaines (Courbage, 1995 ; Escallier, 1987), l'expansion du programme de planification familiale, l'augmentation de l'instruction et l'amélioration du statut de la femme (Escallier, 1987 ; Ouadah-Bedidi et Vallin, 2000), la densité croissante de la population en milieu rural (CERED, 1999),... Toutes ces hypothèses ne pouvant être examinées avec les données dont nous disposons, nous nous concentrerons sur certaines d'entre elles, en étant conscient que les résultats seront partiels. Nous décrivons ici brièvement les évolutions de ces facteurs explicatifs au cours des dernières décennies et les influences sur la fécondité qu'on leur attribue généralement.

### La mortalité des enfants

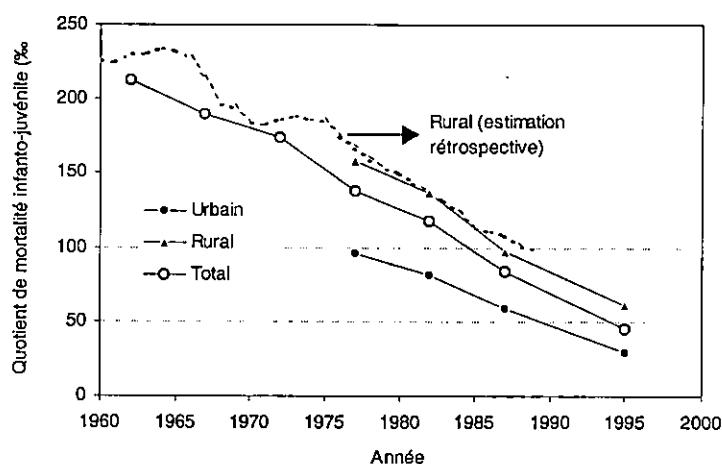
Élément essentiel dans la théorie de la transition démographique et dans de nombreuses approches explicatives, la baisse de mortalité est a priori un facteur explicatif important de la transition de fécondité au Maroc, même si paradoxalement elle est assez souvent négligée. A titre d'exemple, Courbage (1996, p. 198) reconnaît la rapidité de la baisse de mortalité au Maroc, mais semble minimiser son importance comme facteur explicatif lorsqu'il souligne que "les déterminants classiques [...] de la transition de fécondité ne rendent pas compte du déclenchement ou de la baisse de la fécondité au Maroc. Par son niveau de vie, par la répartition de la richesse, les niveaux d'alphabétisation et de scolarisation, par *la survie de ses enfants* et le statut de ses femmes, le Maroc ne semblait pas présenter la configuration optimale d'un avant coureur".

S'il est vrai que la mortalité au Maroc reste élevée par rapport au niveau de fécondité (en comparaison avec d'autres pays), il n'en demeure pas moins que la baisse de mortalité a été très importante au cours des quarante dernières années, et qu'elle constitue probablement un élément d'explication non-négligeable de la transition de fécondité. Au niveau national, la mortalité infanto-juvénile passe de plus de 200 ‰ au début des années 1960 à environ 50 ‰ au milieu des années 1990 (Figure 4-1). Les données par milieux d'habitat remontent moins loin, mais elles indiquent néanmoins que la baisse était déjà largement entamée dans les deux milieux à la fin des années 1970. La mortalité à moins de cinq ans était sous les 100 ‰ en milieu urbain, et autour de 150 ‰ en milieu rural. Elle atteignait environ 30 ‰ en milieu urbain et 60 ‰ en milieu rural dans les années 1990<sup>1</sup>. L'hétérogénéité entre contextes (grappes de sondage) est également très marquée. Sur la période 1957-1991, la mortalité infanto-juvénile allait d'environ 40 ‰ à près de 270 ‰ dans les 74 contextes considérés dans ce travail.

---

<sup>1</sup> La Figure 4-1 reprend également (en pointillés) la mortalité estimée de manière rétrospective en milieu rural avec les enquêtes ENPS-I et II, en rapportant le nombre de décès d'enfants de 0-5 ans pour chaque année au nombre de naissances au cours de l'année, et en lissant les indicateurs annuels par moyenne mobile sur cinq ans. Les valeurs estimées sont très proches de celles publiées pour la période de la fin des années 1970 à la fin des années 1980.

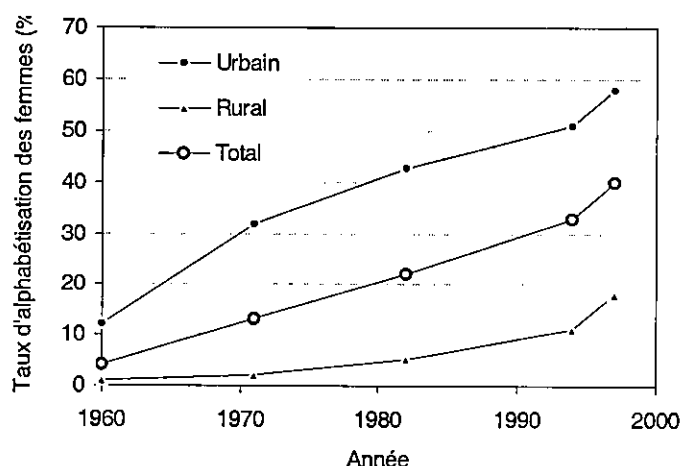
Figure 4-1 : Evolution de la mortalité infanto-juvénile au Maroc par milieu de résidence des années 1960 aux années 1990.



### L'instruction des femmes

L'instruction de la femme est généralement fortement associée à une plus faible fécondité (Diamond et al., 1999), et plusieurs travaux ont montré des différentiels de fécondité importants selon le niveau d'instruction au Maroc. Par exemple, la fécondité des femmes sans instruction était plus de deux fois supérieure à celle des femmes instruites à l'enquête ENPS de 1992 (Azemat et al., 1993). Bien que le niveau d'instruction des femmes ait considérablement augmenté en milieu urbain, il reste toutefois très faible en milieu rural. La proportion de femmes rurales alphabétisées était d'à peine 2 % au début des années 1970, et de 11 % seulement au recensement de 1994 (Figure 4-2)<sup>2</sup>.

Figure 4-2 : Proportion de femmes de plus de 10 ans alphabétisées au Maroc par milieu de résidence des années 1960 aux années 1990.



<sup>2</sup> A l'enquête de 1992, à peine 13 % des femmes de 15-49 ans en milieu rural avaient été à l'école. Cette proportion était de 20 % parmi les 15-29 ans.

Compte tenu de ce faible niveau d'instruction dans la population, et même s'il existe d'importantes différences de fécondité selon l'instruction, la baisse de la fécondité peut difficilement s'expliquer par une augmentation de l'instruction. C'est notamment ce qui conduit Courbage (1996) à parler "d'énigme" à propos de la baisse de fécondité au Maroc rural. Malgré cela, il est possible que l'influence de l'instruction ne se limite pas au seul effet individuel, comme cela a été mis en évidence par plusieurs auteurs (cf. chapitre 1). En d'autres termes, l'effet de l'instruction au niveau contextuel peut s'ajouter à l'effet individuel. Une hypothèse discutée dans le premier chapitre est que l'instruction contextuelle influence la fécondité par un effet de diffusion (Kravdal, 2000). Nous examinerons cette hypothèse en évaluant l'influence de l'alphabétisation contextuelle sur la fécondité, en plus de l'effet individuel de l'instruction.

### Les inégalités entre sexes

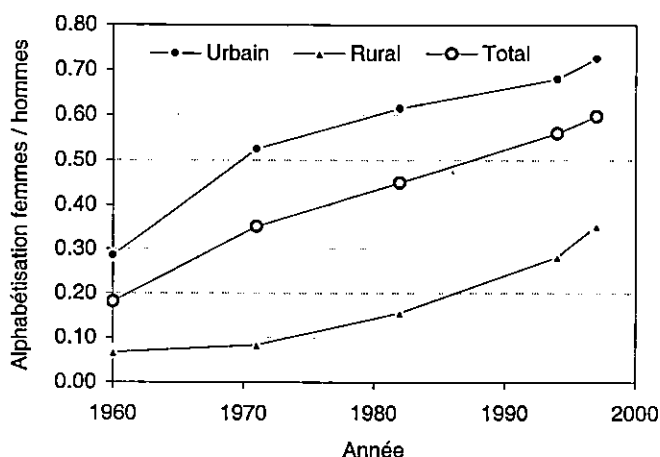
Nous l'avons discuté dans le premier chapitre, le système de genre est un élément du système social susceptible d'influencer la fécondité de différentes manières : par une préférence pour les enfants de sexe masculin et la dépendance vis-à-vis des enfants comme source de sécurité (Cain, 1993 ; Mason, 1993), par l'importance de la fécondité comme facteur de légitimité sociale et de prestige (Mason, 1993), par l'accès à la contraception, etc. Le Maroc se caractérise par l'importance de la religion islamique et par un système traditionnel de famille patriarcale, souvent et longtemps associés à un statut précaire de la femme. Aussi, les inégalités sexuelles ont fréquemment été avancées au Maroc comme un facteur favorisant la fécondité. Davis (1987, p. 37), travaillant sur un village marocain dans les années 1970, souligne par exemple qu'une "villageoise marocaine a un faible statut dans son nouveau ménage jusqu'à ce qu'elle donne naissance [...] Au fur et à mesure qu'elle donne naissance à des enfants, sa vie s'améliore et son statut devient plus sûr". En particulier, le risque de divorce diminuerait avec le nombre d'enfants. Bourqia (1995), dans des enquêtes qualitatives auprès de femmes de la région d'Oujda (Nord-est), recueille également des informations allant dans ce sens. La fécondité des femmes est -ou était jusque peu- source de prestige et de sécurité. La préférence pour les garçons pourrait aussi être un élément important dans le contexte marocain, ceci étant notamment lié au risque d'exhérédation en l'absence de fils lors du décès du mari (Bourqia, 1995). Cela dit, l'importance des filles comme aides aux travaux ménagers (Davis, 1987 ; Direction de la Statistique, 1999) est telle que la préférence pour les garçons n'est pas nécessairement très marquée<sup>3</sup>.

La réduction des inégalités entre hommes et femmes et l'amélioration du statut de la femme ont été évoquées par quelques auteurs comme facteurs explicatifs de la transition de fécondité. Escallier (1987, p. 25) note ainsi, à propos du milieu urbain, que "le rétablissement progressif de l'équilibre du savoir entre hommes et femmes n'est sans doute pas étranger à l'évolution de la famille et à une nouvelle définition du statut et du rôle de la femme, ne serait-ce qu'en permettant le choix entre travail et procréation".

<sup>3</sup> Ajbilou (2000), dans une étude basée sur l'enquête de panel de 1995, met en évidence une légère préférence pour les garçons, qui n'a toutefois probablement pas d'effet important sur la fécondité. Cela n'exclut toutefois pas un rôle de la préférence pour les garçons sur la fécondité dans le passé.

Une évolution également soulignée par Ouadah-Bedidi et Vallin (2000, p. 4), notant à propos du Maghreb, que "les causes profondes de ces changements [de fécondité] résident dans l'évolution des sociétés elles-mêmes, le rééquilibrage des rôles respectifs qu'y jouent les hommes et les femmes, l'affaiblissement de l'autorité patriarcale et la montée des facteurs d'autonomie individuelle...".

Figure 4-3 : Rapports des proportions de femmes et d'hommes alphabétisés au Maroc par milieu de résidence des années 1960 aux années 1990.



Si les inégalités entre hommes et femmes (en termes d'instruction) se sont effectivement fortement réduites en milieu urbain, où les femmes sont sur le point de "rattraper" les hommes en termes d'alphabétisation, elles restent très importantes en milieu rural (Figure 4-3)<sup>4</sup>. Au début des années 1980, les femmes étaient près de six fois moins nombreuses à être alphabétisées que les hommes, et elles l'étaient encore près de trois fois moins à la fin des années 1990, soit le niveau du milieu urbain 35 ans auparavant. Il y a donc une tendance à l'amélioration, mais avec des inégalités importantes qui persistent et un retard important en milieu rural. Comme pour la mortalité, on constate une importante hétérogénéité entre contextes au Maroc rural. En 1982, l'indice d'égalité entre sexes<sup>5</sup> variait de 0 (aucune femme alphabétisée) à 0,5 (une femme alphabétisée pour deux hommes) pour les 74 contextes de cette étude.

### Les phénomènes de diffusion

Le rôle des phénomènes de diffusion a été mis en avant notamment par plusieurs auteurs comme facteur explicatif de la baisse de fécondité en milieu rural marocain (CERED, 1999 ; Courbage, 1995 ; Courbage, 1996). Nous l'avons déjà évoqué, selon Courbage, la baisse de fécondité au Maroc rural ne s'explique pas par les facteurs "classiques" (instruction, travail de la femme, baisse de mortalité) et les facteurs identifiés en milieu urbain, comme l'augmentation du coût de l'enfant liée à la crise économique

<sup>4</sup> L'égalité entre sexes peut bien sûr se manifester autrement que par un rééquilibrage de l'accès à l'instruction. Cet indicateur montre néanmoins la persistance d'inégalités importantes.

du milieu des années 1970<sup>6</sup>. La diffusion des modèles familiaux du monde urbain et occidental vers les campagnes marocaines serait selon lui un facteur d'explication plus vraisemblable des changements de fécondité en milieu rural. La diaspora marocaine jouerait à cet égard un rôle important par la diffusion de valeurs, tant en ce qui concerne la taille de la famille que la scolarisation des enfants, le statut de la femme et les habitudes de consommation, en étant des "courroies de transmission de valeurs moins traditionnelles" (Courbage, 1996, p. 209)<sup>7</sup>. C'est ce que notait également Escallier dans les années 1980, rappelant que "l'effet de démonstration des modèles occidentaux ne peut pas être tenu pour négligeable [...] Avec la migration et le rôle qu'elle exerce directement ou indirectement sur les communautés d'origine, peuvent naître de nouvelles attitudes vis-à-vis de l'âge au mariage, de la procréation, du nombre idéal d'enfants, de la contraception, contribuant ainsi à l'évolution de la fécondité" (Escallier, 1987, p. 26). Nous ne disposons malheureusement pas d'indicateur pour mesurer l'importance des contacts avec les émigrants internationaux, si ce n'est de manière très indirecte<sup>8</sup>. La proximité de la ville, l'accessibilité (présence de route) et l'importance des mass médias sont d'autres indicateurs liés aux processus de diffusion que nous examinerons. On peut notamment souligner à cet égard le doublement entre 1987 et 1992 de la proportion de femmes regardant la TV au moins une fois par semaine en milieu rural (20 % des femmes mariées en 1987, et 38 % en 1992).

### Les services de planification familiale

Le rôle des services de planification familiale dans l'explication des changements de fécondité est un débat classique dans la littérature démographique. Le Maroc a connu une extension importante et rapide de l'accès à la contraception et constitue en ce sens un contexte intéressant pour alimenter ce débat. Institué en 1966 sous la responsabilité du Ministère de la Santé Publique, le programme de planification familiale commence à fonctionner officiellement à partir de 1967 en étant intégré aux structures de santé existantes (Bertrand, 1998)<sup>9</sup>. Des problèmes politiques et organisationnels retarderont toutefois son exécution réelle jusqu'à la fin des années 1970. L'année 1977 constitue notamment un tournant, avec le lancement du programme de "visites à domicile de

---

<sup>5</sup> Mesuré par le rapport du taux d'alphabétisation des femmes de 10 ans et plus à l'alphabétisation des hommes de 10 ans et plus.

<sup>6</sup> Un élément d'explication à la baisse de la fécondité en milieu urbain serait en effet l'augmentation de la pression fiscale sur les ménages, avec la diminution des recettes non-fiscales consécutive à la chute des cours du phosphate en 1976. Courbage souligne ainsi que "du jour au lendemain, le ménage marocain a eu à affronter une situation sans précédent [...] les dépenses en écoles, soins de santé, infrastructures, armement... [reposant] de plus en plus sur les ressources du ménage plutôt que sur les bienfaits du sous-sol" (1996, p. 201).

<sup>7</sup> L'un des arguments de Courbage pour étayer cette thèse repose sur la relative similitude des évolutions de la fécondité des marocains en Europe et au Maroc, la baisse de la fécondité chez les premiers précédant celle des marocains au Maroc (Courbage, 1995).

<sup>8</sup> La proportion d'hommes dans la commune rurale est un indicateur possible mais certainement imparfait. Nous reviendrons sur son interprétation.

<sup>9</sup> A l'origine, il était essentiellement concentré en milieu urbain et a progressivement été étendu au milieu rural.

motivation systématique en santé" (VDMS)<sup>10</sup>, un programme pilote de distribution de contraceptifs et de conseils en matière de planification familiale en porte-à-porte. Initialement testé dans la région de Marrakech (en 1977), il est mis en place progressivement, d'abord dans 3 provinces en 1982, est étendu progressivement à 11 provinces en 1983 (FNUAP, 1986 ; Ouakrim et Ayad, 1985), 28 provinces en 1986, et 42 des 49 provinces en 1990. Dans les années 1980, il couvrira une part importante de l'approvisionnement en méthodes contraceptives, particulièrement en milieu rural (Tableau 4-1).

Tableau 4-1 : Sources d'approvisionnement de la pilule parmi les utilisatrices (en %), selon le milieu de résidence au Maroc en 1987, 1992 et 1995.

Source d'approvisionnement	Urbain		Rural		Total	
	1987	1992	1987	1992	1987	1992
Hôpitaux, centres de santé, dispensaires	35,0	43,6	33,6	48,7	34,5	46,1
Visites à domicile (VDMS)	11,6	1,6	32,5	18,3	20,8	9,6
Pharmacies	13,3	49,5	7,9	21,2	11,2	36,0
Autres (AMPF, cliniques, équipes mobiles,...)	40,1	5,3	26,0	11,8	33,5	8,3

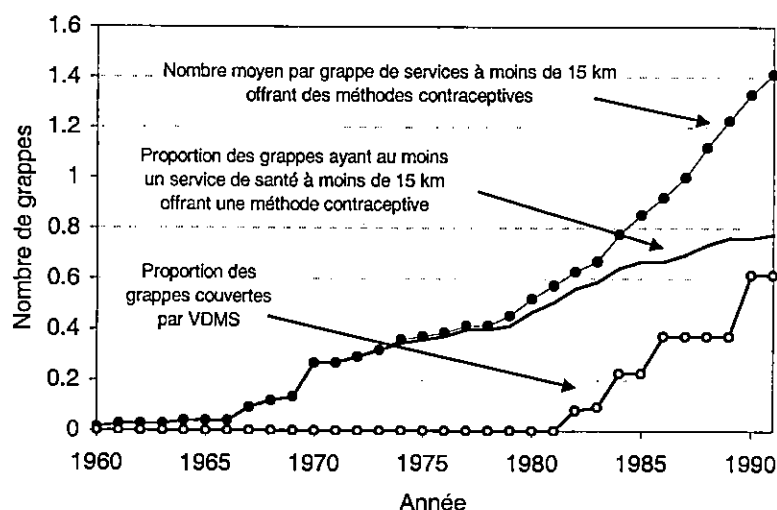
En gros, deux conceptions du rôle des services de planification familiale sur la fécondité peuvent être distinguées. Certains auteurs considèrent le rôle des services de planification familiale comme relativement secondaire dans les changements de fécondité ; tout au plus facilitent-ils des changements qui trouvent leur origine ailleurs. C'est la position de Courbage qui souligne que la "déconnexion temporelle [de presque dix ans entre la baisse de la fécondité et le lancement du programme de planification familiale] montre que la baisse de la fécondité obéit bien plus aux attitudes qui façonnent la demande d'enfants qu'à la disponibilité de la contraception" (Courbage, 1996, p. 192)<sup>11</sup>. Il ne néglige pas complètement son influence, mais considère que "l'offre croissante est venue accompagner la diminution de la demande d'enfants, sans la susciter" (1996, p. 192). L'autre conception consiste à considérer que les services de planification familiale ont plus qu'un rôle de facilitateur, et peuvent susciter une demande pour une plus faible fécondité. Un résultat intéressant dans cette optique est mis en évidence par Magnani et al. (1999) au Maroc, qui indiquent que l'effet des services de planification familiale sur l'utilisation de la contraception est plus important parmi les femmes qui n'avaient pas l'intention de l'utiliser. Ils interprètent ce résultat comme le fait que "les facteurs d'offre [de contraception] sont susceptibles de jouer un rôle important dans la formation de la demande pour la contraception" (Magnani et al., 1999, p. 129). Nous reviendrons sur cette étude dans le chapitre sur la contraception, ainsi que sur plusieurs analyses contextuelles récentes qui ont mis en évidence une influence des

<sup>10</sup> Ce programme repose sur des visites à domicile par le personnel paramédical. Il fournit, outre des services de planification familiale, des conseils et soins de santé à la mère et à l'enfant (consultations des femmes enceintes, contrôle de la vaccination des enfants,...)(Population Reference Bureau, 1994). Un de ses objectifs est de "recruter" de nouvelles utilisatrices de la contraception.

<sup>11</sup> Courbage travaille à un niveau agrégé et ses conclusions nous semblent fragiles. Son analyse est notamment basée sur une mesure peu satisfaisante de la "déconnexion temporelle", puisqu'il considère la date de 1966 comme date du lancement du programme de planification familiale, alors qu'il est admis que celui-ci n'a réellement débuté qu'à la fin des années 1970.

services de planification familiale sur la pratique contraceptive au Maroc (Hotchkiss et al., 1999 ; Magnani et al., 1999 ; Steele et al., 1999).

Figure 4-4 : Evolution des années 1960 aux années 1990 de la couverture des grappes de sondage en milieu rural par le programme de VDMS et par des formations sanitaires offrant des méthodes contraceptives à moins de 15 km.



Source : calculs personnels sur fichiers de l'enquête communautaire de 1992

La figure ci-dessus illustre l'évolution de la disponibilité de la contraception dans les grappes de sondage concernées par les enquêtes ENPS<sup>12</sup>. Elle reprend la proportion des grappes disposant de méthodes contraceptives modernes à moins de 15 km, le nombre moyen (par grappe) de formations sanitaires dans un rayon de 15 km offrant au moins une méthode contraceptive moderne, et le nombre de grappes couvertes par des visites à domicile (VDMS). Bien que ce type de données conduise probablement à une légère surestimation de la tendance<sup>13</sup>, on note l'importante croissance de la disponibilité de la contraception au cours de la période 1970-1990. La contraception était disponible dans environ un quart des contextes en 1972, la moitié en 1982 (en excluant les VDMS), et dans environ huit contextes sur dix en 1991. Les services de VDMS couvraient 6 grappes en 1982, et 46 en 1991 (60 %). A partir des années 1980, on note une évolution marquée du nombre moyen de formations sanitaires à moins de 15 km offrant la contraception, qui s'explique essentiellement par l'augmentation du nombre de pharmacies privées au cours de cette période.

Comme l'ont souligné Steele et al. (1999), les services de planification familiale n'ont pas été introduits de manière aléatoire : "les services mobiles tendent à être dans les

<sup>12</sup> Nous ne distinguons pas ici les méthodes. Dans la grande majorité des cas, la pilule et le stérilet sont les deux méthodes disponibles. Environ 85 % des utilisatrices de contraception moderne en milieu rural utilisent la pilule. Le stérilet et la stérilisation féminine représentent à parts approximativement égales le reste des utilisatrices.

<sup>13</sup> Les informations ne sont collectées que pour les formations sanitaires les plus proches au moment de l'enquête (une formation par catégorie). Celles existant avant la mise en service des formations les plus proches ne sont donc pas répertoriées, ce qui conduit probablement à une sur-représentation des formations plus récentes.

zones à plus faible statut socio-économique, alors que les centres de santé et pharmacies ont tendance à être localisés dans les zones plus favorisées"<sup>14</sup>. Ce caractère non-aléatoire du placement de services de planification familiale pose le problème d'endogénéité déjà discuté à plusieurs reprises. Nous y reviendrons.

## 4.2 Cadre analytique

Nous avons résumé les évolutions des principaux facteurs explicatifs avancés pour expliquer les changements de fécondité au Maroc, et les modèles testés dans les analyses sont essentiellement basés sur ces catégories de facteurs explicatifs. Avant de passer à la discussion des hypothèses et aux analyses en tant que telles, nous présentons d'abord le cadre analytique général et le modèle statistique qui servira de point de départ aux analyses.

Deux cadres analytiques (Figure 4-5 et Figure 4-6) permettent d'explicitier les liens entre les hypothèses théoriques et les modèles statistiques. Le premier est inspiré du cadre analytique proposé par Hermalin (1983) pour l'étude des déterminants de la pratique contraceptive. Il est lui-même basé sur les travaux d'Easterlin (1978). Dans celui-ci, le risque qu'une femme ait un enfant au cours d'une période donnée est influencé par le contrôle de la fécondité, c'est-à-dire essentiellement le fait d'utiliser la contraception, qui dépend lui-même de la motivation pour le contrôle de la fécondité et des coûts de la régulation, incluant les coûts financiers, psychologiques, sociaux (Hermalin, 1983). Les coûts de la régulation agissent ici en interaction avec la motivation pour déterminer le contrôle effectif de la fécondité. En d'autres termes, la relation entre la motivation et le contrôle est conditionnée par les coûts de la régulation. C'est l'hypothèse testée par plusieurs auteurs lorsqu'ils considèrent que l'existence de services de planification familiale agit en interaction avec la motivation pour influencer le contrôle de la fécondité (cf. chapitre 1)<sup>15</sup>.

Dans le schéma original de Hermalin (1983), la motivation pour le contrôle de la fécondité est elle-même déterminée par deux éléments : la demande d'enfants et l'offre d'enfants, cette dernière étant classiquement mesurée par le nombre d'enfants survivants. Le principe général est que tant que le nombre d'enfants désirés (la demande) est supérieur au nombre d'enfants survivants (l'offre), il n'y a pas de motivation pour le contrôle de la fécondité<sup>16</sup>. Dans notre cadre analytique, nous nous écartons quelque peu du cadre original tout en gardant sa philosophie. Au lieu de considérer que la motivation pour le contrôle de la fécondité est déterminée par la différence entre la demande

<sup>14</sup> L'analyse des corrélations entre variables contextuelles indique une nette corrélation positive entre la disponibilité de la contraception et l'alphabétisation des femmes (et le degré d'égalité entre sexes), et une corrélation négative plus légère avec la mortalité des enfants.

<sup>15</sup> Le cadre d'Hermalin n'est pas totalement clair à ce sujet, mais certains de ses travaux en collaboration avec d'autres auteurs (Entwisle et al., 1984) indiquent que les coûts de la régulation ont bien selon lui un effet sur l'utilisation de la contraception en interaction avec la motivation. Beaucoup de travaux ne tiennent toutefois pas compte de cette interaction.

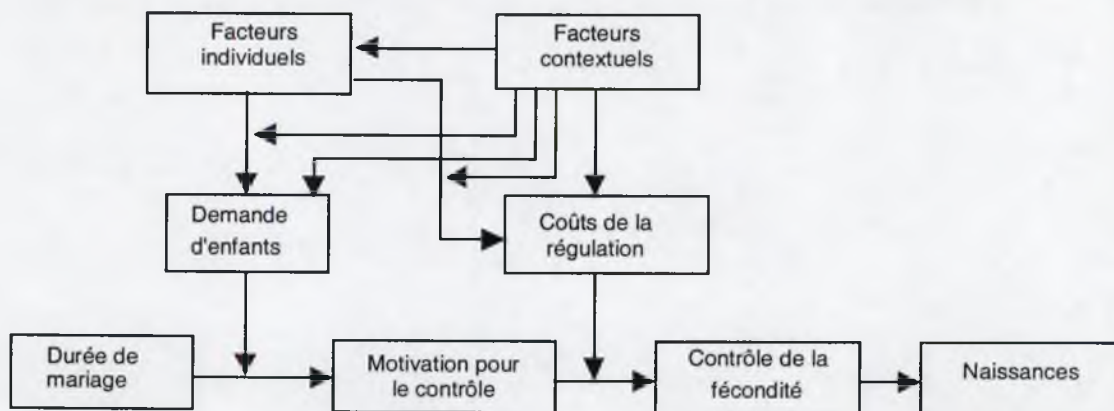
<sup>16</sup> Comme le note Hermalin (1983), ce cadre analytique ignore le fait que l'utilisation de la contraception peut se faire à des fins d'espace et non pas d'arrêt. Nous reviendrons sur ce point dans le chapitre consacré à la contraception.



totale d'enfants et le nombre d'enfants survivants, comme l'implique le cadre d'Hermalin, nous considérons que la motivation résulte de l'interaction entre la durée de mariage et la demande d'enfants. L'idée générale est que plus la durée de mariage augmente, plus la motivation pour le contrôle de la fécondité est importante, mais que la relation entre la durée de mariage et la motivation est conditionnée par la demande d'enfants. Si la demande d'enfants est faible, la motivation pour le contrôle augmentera rapidement avec la durée de mariage. A l'inverse, si la demande d'enfants est élevée, la motivation restera faible quelle que soit la durée de mariage.

Un intérêt de cette modification est que la durée de mariage, contrairement au nombre d'enfants survivants, n'est pas une variable endogène. En d'autres termes, alors que le nombre d'enfants survivants est, dans une large mesure, influencé par les mêmes variables que celles qui influencent le risque d'une naissance ultérieure (la variable dépendante), ce n'est pas le cas pour la durée de mariage. La prise en compte du nombre d'enfants survivants dans le modèle conduirait à des coefficients biaisés des variables explicatives (Bilsborrow et Guilkey, 1987), étant donné que les variables socio-économiques incluses dans le modèle expliquent en partie le nombre d'enfants survivants. Des méthodes multi-équations, difficiles à mettre en œuvre dans une approche multi-niveaux, sont nécessaires pour tester un tel modèle (DeGraff et al., 1997). Par contre, le cadre analytique que nous proposons peut être simplifié et correspond alors assez étroitement au modèle statistique de Rodriguez-Cleland qui servira de base aux analyses multi-niveaux. Nous y reviendrons.

Figure 4-5 : Cadre analytique des influences individuelles et contextuelles sur la fécondité.

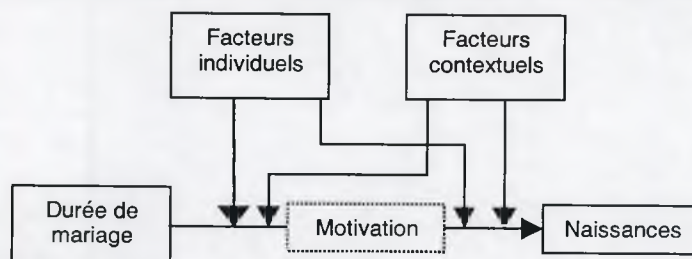


Les variables individuelles et contextuelles ont ici deux points d'insertion. D'abord en ayant un effet sur la demande d'enfants, elles influencent la motivation pour le contrôle de la fécondité (en interaction avec la durée de mariage). Par exemple, une forte mortalité dans le contexte local aura tendance à accroître la demande d'enfants (cf. chapitre 1). Ensuite, en agissant sur les coûts de la régulation, les variables individuelles et contextuelles influencent également la transformation de la motivation en un contrôle effectif. Par exemple, la disponibilité de services de planification familiale réduit les

coûts de la régulation et favorise le contrôle de la fécondité. Les facteurs contextuels peuvent ici avoir des effets directs, indirects ou d'interaction (cf. chapitre 1).

Ce cadre analytique n'est pas directement testable en tant que tel, et demanderait des méthodes d'équations structurales (méthodes multi-équations). Une approche plus classique consiste à se limiter à un morceau du cadre analytique complet ou à l'utiliser sous une forme "réduite", c'est-à-dire en négligeant les variables intermédiaires (demande, coûts, motivation, contrôle). C'est l'option que nous devons prendre ici. La figure ci-dessous traduit ce cadre analytique en une version simplifiée, testable avec le modèle statistique présenté dans les pages qui suivent.

Figure 4-6 : Cadre analytique simplifié des influences individuelles et contextuelles sur la fécondité.



Ce cadre simplifié est construit en omettant les variables intermédiaires du cadre complet<sup>17</sup>. Les variables individuelles et contextuelles agissent ici sur la fécondité (le risque de naissance) en interaction avec la durée de mariage. On peut a priori distinguer deux types de variables : (1) celles qui agissent en interaction avec la durée de mariage "avant" la motivation. Il s'agit de variables qui, dans le cadre analytique complet, passent par la demande d'enfants et influencent la motivation pour le contrôle de la fécondité. Ces variables sont introduites sous formes d'interaction avec la durée de mariage. (2) Les variables qui agissent "après" la motivation, dont les influences passent par les coûts de la régulation pour "moduler" la relation entre la motivation et le contrôle de la fécondité. Ces variables devraient a priori être en interaction avec la durée de mariage et avec les variables qui influencent la demande d'enfants. Toutefois, étant donné que la plupart des variables peuvent en fait influencer la fécondité à la fois à travers la demande d'enfants et les coûts de la régulation, nous nous limiterons à prendre en compte la seule interaction avec la durée de mariage (effet sur la demande). Ceci est également justifié par le fait que les interactions entre la durée de mariage, les variables influençant la demande et les variables influençant les coûts de régulation ne sont jamais significatives dans les modèles que nous avons testés. Les variables explicatives seront donc prises en compte en interaction avec la durée de mariage, qu'elles

<sup>17</sup> La variable de motivation est représentée pour faciliter l'explication du contenu du cadre. Nous avons omis les interactions entre variables individuelles et contextuelles dans le but de ne pas alourdir le schéma.

influencent la fécondité par la demande d'enfants ou par les coûts de régulation<sup>18</sup>. Nous explicitons plus en détail le modèle statistique dans les pages qui suivent.

### 4.3 Modèle statistique : une adaptation du modèle de Rodriguez-Cleland

Le modèle statistique de base que nous utiliserons est une adaptation du modèle de fécondité légitime proposé par Rodriguez et Cleland dans une étude comparative sur l'effet de l'instruction sur la fécondité dans les pays en développement (Cleland et Rodriguez, 1988 ; Rodriguez et Cleland, 1988 ). Leur modèle est lui-même basé sur une version simplifiée d'un modèle initialement proposé par Page (1977). Alors que le modèle de Page était essentiellement descriptif, celui de Rodriguez-Cleland est un modèle de régression permettant donc d'inclure des variables explicatives.

L'idée de base de ce modèle est qu'en l'absence de contrôle délibéré de la fécondité légitime, celle-ci suit un schéma de fécondité naturelle. Le contrôle de la fécondité, selon ce modèle, se traduit par une fécondité qui s'écarte du schéma de fécondité naturelle en fonction croissante de la durée de mariage. Dans nos applications, nous apportons trois modifications au modèle de Rodriguez-Cleland, qui seront discutées en détail ultérieurement. Ces trois modifications concernent :

- (1) L'organisation des données sous forme de personnes-périodes : celle-ci offre une plus grande flexibilité dans l'analyse à divers points de vue. Une telle approche permet d'inclure des variables explicatives qui changent au cours du temps, de travailler sur des périodes de différentes durées, de garder des observations uniquement au cours de certaines périodes, etc...
- (2) L'interprétation des paramètres du modèle : les paramètres du modèle de Rodriguez-Cleland ne sont pas facilement interprétables, étant donné que différentes générations de femmes sont mélangées dans l'approche transversale qu'ils adoptent. Il en résulte que l'écart entre la fécondité observée et la fécondité naturelle n'est pas nécessairement une fonction croissante de la durée de mariage, les effets de la durée de mariage et de la génération étant confondus. Nous modifions le modèle original pour tenir compte de ce problème.
- (3) L'extension multi-niveaux du modèle : elle permet de tenir compte de l'hétérogénéité entre contextes, ce qui conduit à des écarts-types des coefficients de régression plus réalistes, et offre par ailleurs diverses possibilités intéressantes au niveau de l'analyse (cf. chapitre 2).

Dans un premier temps, nous présentons le modèle de Rodriguez-Cleland. Nous présentons ensuite les modifications que nous y apportons et passons enfin aux analyses pour la période 1982-1991.

---

<sup>18</sup> Soulignons ici que certaines variables peuvent être introduites sous forme d'effets directs, et non en interaction avec la durée de mariage. Cela se justifie lorsque la variable prise en considération influence le niveau de la fécondité quelle que soit la durée de mariage.

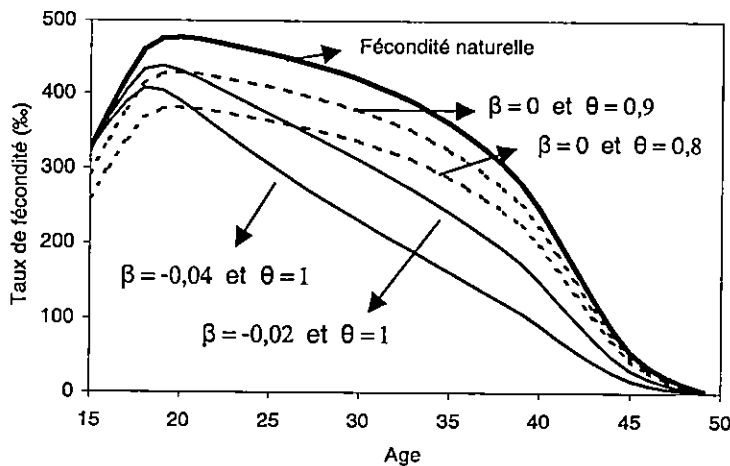
### 4.3.1 Le modèle de Rodriguez-Cleland

Selon le modèle de Rodriguez-Cleland, basé lui-même sur le modèle de Page (1977), les taux de fécondité légitime s'écartent du schéma de fécondité naturelle en fonction de la durée de mariage de la manière suivante :

$$f(a, d) = \theta \cdot n(a) \cdot \exp(\beta \cdot d) \quad \text{Eq. 4-1}$$

où  $f(a, d)$  est le taux de fécondité légitime à l'âge  $a$  et la durée de mariage  $d$ ,  $n(a)$  est le taux de fécondité naturelle à l'âge  $a$ ,  $\theta$  est un paramètre qui mesure le niveau de la fécondité naturelle, et  $\beta$  est un paramètre mesurant l'écart de la fécondité légitime par rapport à la fécondité naturelle en fonction de la durée de mariage. La figure ci-dessous représente la série des taux de fécondité naturelle du schéma de Coale-Trussell (1974)<sup>19</sup> et les taux de fécondité obtenus pour deux valeurs différentes de chaque paramètre (pour des femmes mariées à 15 ans).

Figure 4-7 : Schéma de fécondité naturelle et taux de fécondité par âge pour différentes valeurs des paramètres du modèle de Rodriguez-Cleland (femmes mariées à 15 ans).



Comme l'ont montré Rodriguez et Cleland (1988), ce modèle peut être reformulé et estimé par régression de Poisson, avec la durée d'exposition et les taux de fécondité naturelle "absorbés" dans un offset (variable dont le coefficient est fixé à l'unité)<sup>20</sup>. En considérant que le nombre de naissances au cours d'une période donnée pour une femme  $i$  (à l'âge  $a$  et la durée de mariage  $d$ ) suit une loi de Poisson de moyenne  $\mu_i$  égale au produit d'une durée d'exposition  $t_i(a, d)$  et d'un taux de fécondité légitime  $f_i(a, d)$ , le modèle s'écrit de la manière suivante :

$$\mu_i = t_i(a, d) \cdot f_i(a, d) \quad \text{Eq. 4-2}$$

<sup>19</sup> Les données sont reprises en annexe.

<sup>20</sup> Le même principe avait déjà été utilisé par Broström (1985) pour l'estimation des paramètres du modèle de Coale.



En remplaçant le taux de fécondité de cette équation (Eq. 4-2) par le modèle de l'équation (Eq. 4-1), on obtient :

$$\mu_i = t_i(a, d) \cdot \theta \cdot n(a_i) \cdot \exp(\beta \cdot d_i) \quad \text{Eq. 4-3}$$

Et en prenant le logarithme de chaque coté de l'équation, on a l'équation suivante :

$$\ln(\mu_i) = \ln[t_i(a, d)] + \ln[n(a_i)] + \alpha + \beta \cdot d_i \quad \text{Eq. 4-4}$$

où  $\alpha$  est égal au logarithme de  $\theta$ . La partie droite de l'équation contient un offset égal à la somme du logarithme de la durée d'exposition et du logarithme du taux de fécondité naturelle à l'âge  $a$ . Le reste de l'équation est une fonction linéaire de la durée de mariage.

Selon ce modèle, les taux de fécondité légitime peuvent donc être résumés par seulement deux paramètres :  $\alpha$ , qui est un paramètre de niveau de fécondité et est interprété par Rodriguez et Cleland comme une composante d'espacement, et  $\beta$ , qui mesure l'écart des taux de fécondité légitime par rapport à la fécondité naturelle en fonction de la durée de mariage. Ce paramètre est interprété comme un paramètre de contrôle de la fécondité (Rodriguez et Cleland, 1988)<sup>21</sup>. Ce modèle est donc intéressant pour au moins deux raisons : (1) il est très parcimonieux, puisque seulement deux paramètres sont nécessaires pour modéliser les taux de fécondité, et (2) les deux paramètres ont, *a priori*, une interprétation simple et intéressante en termes démographiques<sup>22</sup>. Ces deux propriétés rendent ce modèle particulièrement attractif pour une analyse multi-niveaux, étant donné que l'hétérogénéité entre contextes peut être modélisée en permettant aux seuls paramètres d'espacement et de contrôle de varier entre contextes, par l'introduction de termes aléatoires au niveau contextuel.

Rodriguez et Cleland (1988) ont montré que ce modèle s'ajustait très bien aux données des enquêtes de fécondité de la plupart des 38 pays inclus dans leur étude. Ils ont également montré que des variables explicatives pouvaient facilement être intégrées dans ce modèle et l'ont utilisé pour estimer l'effet de l'instruction sur la fécondité dans ces pays (Cleland et Rodriguez, 1988)<sup>23</sup>. Les variables explicatives (par exemple la variable  $x$  qui mesure l'instruction, Eq. 4-5) peuvent avoir des effets directs (influence sur l'espacement) et des effets en interaction avec la durée de mariage (influences sur le contrôle) :

<sup>21</sup> Rodriguez et Cleland (1988) utilisent les termes *limiting* et *spacing*, que nous traduirons par contrôle et espacement, bien que le terme de contrôle ait différentes significations possibles dans la littérature démographique (Rodriguez et Aravena, 1991).

<sup>22</sup> Par comparaison, d'autres approches pour modéliser les taux de fécondité consistent à utiliser une fonction quadratique de l'âge ou de la durée de mariage, sans inclure la fécondité naturelle dans l'offset. Ceci demande un paramètre de plus et est également moins satisfaisant en termes d'interprétation. Le modèle de Coale, qui peut également être estimé par régression de Poisson (Broström, 1985), est un autre candidat possible. Il est en réalité un cas particulier du modèle de Page.

<sup>23</sup> Ce modèle a depuis lors été utilisé ou adapté par Rodriguez lui-même (Rodriguez, 1996 ; Rodriguez et Aravena, 1991) et par quelques autres auteurs (Lazo, 1994 ; Moreno, 1991), mais reste relativement peu utilisé.

$$\ln(\mu_i) = \ln[t_i(a, d)] + \ln[n(a_i)] + \alpha + \delta_1 \cdot x_i + \beta \cdot d_i + \delta_2 \cdot x_i \cdot d_i \quad \text{Eq. 4-5}$$

Selon ce modèle, le coefficient  $\delta_1$  mesure l'effet de l'instruction sur l'espacement des naissances, et le coefficient  $\delta_2$  mesure l'effet de l'instruction sur le contrôle de la fécondité. Les effets des variables en interaction avec la durée de mariage correspondent donc dans ce modèle à un effet sur le contrôle de la fécondité, ce qui est en accord avec le cadre analytique exposé dans la section 4.2 (Figure 4-6, page 117).

### Transformation des coefficients de régression en indices interprétables

L'interprétation des résultats des modèles est simplifiée par la transformation des coefficients de régression en indices interprétables en termes d'effets proportionnels sur la fécondité. Les variables introduites en interaction avec la durée de mariage sont transformées en indices de degré de contrôle (C). Nous proposons ici une procédure similaire à celle utilisée par Rodriguez et Cleland, qui consiste à exprimer le coefficient de régression en une réduction ou augmentation relative de fécondité légitime après 10 ans de mariage. L'indice se calcule simplement de la manière suivante :

$$C = 100 \cdot [\exp(\delta_2 \cdot 10 \cdot (x_a - x_b)) - 1] \quad \text{Eq. 4-6}$$

où  $x_a$  et  $x_b$  sont deux valeurs de la variable  $x$  choisies de la manière suivante : (1) pour les variables dichotomiques,  $x_a=1$  et  $x_b=0$ . La valeur de C est donc égale au rapport de la fécondité légitime après 10 ans de mariage des femmes ayant la caractéristique (par exemple : instruites) à la fécondité légitime des autres femmes après 10 ans de mariage<sup>24</sup>. (2) Pour les autres variables, la différence entre  $x_a$  et  $x_b$  est égale à deux écarts-types de la distribution de la variable.

Pour les variables introduites sous forme d'effet direct (pas en interaction avec la durée de mariage), un indice peut-être construit de manière similaire. La différence est que la durée de mariage n'est ici pas prise en compte dans la construction de l'indice. Cet indice exprime la réduction de fécondité par rapport à la fécondité naturelle, quelle que soit la durée de mariage, pour les femmes ayant la valeur  $x_a$  par rapport aux femmes ayant la valeur  $x_b$  sur la variable  $x$ .

$$E = 100 \cdot [\exp(\delta_1 \cdot (x_a - x_b)) - 1] \quad \text{Eq. 4-7}$$

#### 4.3.2 Organisation des données : le fichier personnes-périodes

Rodriguez et Cleland (1988), ainsi que les différents auteurs ayant adopté ce modèle, ont estimé ses paramètres soit avec des données groupées, soit avec des données individuelles. L'approche individuelle classique consiste à prendre comme variable dépendante le nombre de naissances au cours d'une période récente, généralement cinq ans, et à calculer l'offset comme la somme du logarithme de la durée d'exposition et du loga-

<sup>24</sup> Par exemple, un coefficient d'une variable explicative dichotomique égal à 0,005 correspond à un indice C de 5,12 %, qui peut s'interpréter comme le fait que les femmes ayant cette caractéristique ont des taux de fécondité de 5,12 % supérieurs à ceux des autres femmes (après 10 ans de mariage).

rythme de la fécondité naturelle à l'âge en milieu de période de référence (Rodriguez et Aravena, 1991). Les variables explicatives utilisées par ces auteurs, outre la durée de mariage, sont des variables mesurées au moment de l'enquête (instruction, milieu de résidence,...).

Nous apportons ici une modification simple à l'approche classique pour l'estimation de ce modèle sur données individuelles. Cette modification concerne *l'organisation du fichier de données en personnes-périodes*, au lieu d'un fichier d'individus. Une approche personnes-périodes a plusieurs avantages. Premièrement, elle permet a priori de travailler sur une période de n'importe quelle durée, par exemple 10 ans au lieu de la période conventionnelle de 5 ans. Ceci est intéressant pour augmenter le nombre de personnes-années utilisées dans l'analyse, et donc réduire les erreurs d'échantillonnage. Un fichier personnes-périodes permet aussi d'inclure de manière simple des variables explicatives qui changent au cours du temps, puisque à chaque période correspond une observation dans le fichier de données. Ceci est intéressant pour tenir compte d'informations sur les changements du contexte local (services de planification familiale,...) ou des changements dans la vie des individus (périodes de travail, décès d'un enfant,...). Troisièmement, cette organisation des données permet aussi de garder des individus dans le fichier de données uniquement au cours de certaines périodes ; il est possible de cette manière de garder les observations pour les femmes à partir du moment où elles immigreront dans un contexte, et ne pas retenir les informations antérieures, pour lesquelles on ne dispose généralement pas de données contextuelles. Nous reviendrons sur ce point. Soulignons enfin que le fait de travailler sur des données organisées en personnes-période ne gonfle pas artificiellement la taille de l'échantillon. L'idée est que le nombre de personnes-années reste identique que l'on travaille sur des données groupées, individuelles ou organisées en personnes-période<sup>25</sup>.

Le principe est le suivant : pour chaque femme, on compte le nombre de naissances dans des segments d'une année pour la période au cours de laquelle elle est en union<sup>26</sup>. Nous ne retenons également que les observations relatives aux années passées dans le dernier lieu de résidence (voir point 4.3.3, page 124). Chaque année vécue depuis 1982 par une femme en union et dans le lieu de résidence enregistré au moment de l'enquête constitue donc une observation dans le fichier de données (voir Tableau 4-2). Par exemple, une femme mariée avant 1982 qui est restée dans la même localité au cours des 10 années sera représentée par dix observations annuelles (première femme du Tableau 4-2). Une femme mariée en 1987 (deuxième femme) contribuera au fichier de

<sup>25</sup> Le fait de pouvoir travailler sur un fichier personnes-périodes est lié à une propriété de la distribution de Poisson, telle que si  $i$  variables aléatoires suivent une loi de Poisson de moyenne  $\mu_i$  et qu'elles sont indépendantes, la somme des variables aléatoires suit elle-même une loi de Poisson de moyenne égale à la somme des moyennes des  $i$  variables. Il en résulte que la fonction de vraisemblance est identique que l'on utilise des données groupées ou individuelles (Rodriguez, 2000) ou qu'elles soient organisées sous forme de fichiers d'individus ou de personnes-périodes (à condition que les observations soient indépendantes). Les paramètres et leurs écarts-types seront donc identiques.

<sup>26</sup> Dans cet exemple, nous considérons la période 1982-1991.

données par quatre observations, de 1988 à 1991<sup>27</sup>. Une femme mariée en 1981 mais qui arrive en 1987 dans la localité sera représentée par cinq observations, de 1987 à 1991 (troisième femme)<sup>28</sup>.

Tableau 4-2 : Illustration de l'organisation du fichier de données personnes-périodes

Grappe	Femme	Année	Age	Durée de mariage	Naissances	Fécondité naturelle
1	1	1982	28	13	1	0,435
1	1	1983	29	14	0	0,428
1	1	1984	30	15	0	0,420
1	1	1985	31	16	1	0,410
1	1	1986	32	17	0	0,400
1	1	1987	33	18	1	0,389
1	1	1988	34	19	0	0,375
1	1	1989	35	20	0	0,360
1	1	1990	36	21	0	0,343
1	1	1991	37	22	0	0,325
1	2	1988	17	1	1	0,421
1	2	1989	18	2	1	0,460
1	2	1990	19	3	0	0,475
1	2	1991	20	4	0	0,477
1	3	1987	25	6	1	0,455
1	3	1988	26	7	0	0,449
1	3	1989	27	8	0	0,442
1	3	1990	28	9	1	0,435
1	3	1991	29	10	0	0,428

Etant donnée que l'on ne garde que les observations pour lesquelles la durée de mariage est supérieure ou égale à une année, la durée d'exposition pour chaque observation est d'une année et son logarithme est égal à zéro pour toutes les observations. *L'offset dans ces modèles est donc simplement égal au logarithme de la fécondité naturelle à l'âge correspondant*<sup>29</sup>. La durée de mariage, qui sert de variable explicative dans le modèle, est mesurée en années révolues à la fin de chaque année.

<sup>27</sup> Les femmes ne sont incluses que si, à la fin de chaque période annuelle, elles étaient mariées depuis au moins un an. On exclut donc l'année au cours de laquelle a lieu le mariage.

<sup>28</sup> Une autre possibilité aurait été de retenir les femmes qui résident dans la communauté depuis au moins un an, de manière à ce que la conception ait lieu alors que la femme résidait dans le milieu de résidence au moment de l'enquête. Nous avons adopté cette seconde approche dans une communication basée sur ces mêmes données, et les résultats sont pratiquement identiques.

<sup>29</sup> Les taux de fécondité naturelle utilisés ici sont les valeurs proposées par Coale et Trussell (1974). Leur schéma a lui-même été construit comme une moyenne de séries de taux de fécondité naturelle publiés par Henry (1961). Les valeurs sont présentées en annexe. Les taux de fécondité légitime de l'Algérie à la fin des années 1960 ont également été utilisés dans des analyses préliminaires et donnent des résultats très proches.



### 4.3.3 Le problème de la mobilité

Un problème dans l'utilisation de données rétrospectives pour évaluer l'influence de caractéristiques contextuelles sur la fécondité provient du fait que certaines femmes ne restent pas dans la même localité durant toute la période étudiée. Parmi les femmes enquêtées, certaines y sont restées depuis le début de la période, mais une proportion significative ont immigré d'une autre localité au cours de la période. Parmi les 2 307 femmes dans leur premier mariage depuis au moins un an au moment de l'enquête, 736 (31,9 %) sont arrivées dans le village après 1982, et parmi celles-ci, 267 femmes (11,6 % du total) ont immigré après leur mariage<sup>30</sup>. Etant donné que très peu d'informations sur les histoires migratoires sont disponibles, il n'est pas possible de relier les femmes qui ont migré à leur lieu de résidence précis avant leur dernière migration. Même si l'on disposait des informations sur les différents lieux de résidence des femmes au cours de leur existence (leur biographie migratoire), il serait difficile d'obtenir des données sur ces contextes, puisque la plupart ne seront généralement pas échantillonnés dans l'enquête. Il faudrait ici avoir recours à d'autres sources de données.

Plusieurs stratégies peuvent être adoptées face à ce problème de migration. La première serait de garder toutes les observations sur les femmes, qu'elles soient restées ou non dans le contexte au cours de la totalité de la période étudiée. Etant donné que l'on s'intéresse à l'influence de caractéristiques contextuelles sur la fécondité, cette approche conduirait à expliquer des comportements de fécondité d'une femme au cours d'une période pendant laquelle elle se trouvait ailleurs par les caractéristiques de la communauté dans laquelle elle se trouve au moment de l'enquête. Ceci peut se justifier si la plupart des migrations impliquent des mouvements de courte distance et que les caractéristiques des communautés d'origine et de destination sont similaires. Bien que cela puisse se vérifier pour un certain nombre de caractéristiques, d'autres peuvent toutefois varier de manière substantielle sur quelques dizaines de kilomètres<sup>31</sup>. La deuxième approche consisterait à exclure les 267 femmes qui n'étaient pas présentes dans les communautés durant l'entièreté de la période depuis leur premier mariage<sup>32</sup>. Ceci réduirait l'échantillon d'environ 11 % des femmes (12,5 % des femmes années). Il s'agirait non seulement d'un gaspillage en terme de taille d'échantillon, mais cela conduirait également à exclure a priori certaines catégories de femmes plus que d'autres. Les

<sup>30</sup> Etant donné que seules les femmes mariées depuis au moins un an sont gardées dans les données, seules ces 267 femmes sont considérées comme des migrantes (post-mariage). Ceci indique qu'une grande proportion des migrations a lieu au moment du mariage. Soulignons ici que la migration n'est pas homogène entre communautés. Elle est particulièrement importante dans les gros villages (petites villes), et dans les régions proches des villes, où de 20 à 40 % des femmes enquêtées ont immigré après leur premier mariage et après 1982.

<sup>31</sup> Angeles et al. (1998), dans une étude longitudinale des déterminants de la fécondité en Tanzanie, ont opté pour cette solution, gardant toutes les femmes dans le fichier de données, qu'elles aient ou non résidé dans la même communauté au cours de la totalité de la période étudiée. Pour les années antérieures à l'année de migration de la femme dans le contexte de résidence au moment de l'enquête, les moyennes des variables contextuelles en milieu rural leur sont attribuées.

<sup>32</sup> C'est le type d'approche adoptée par Ashton (1999) dans sa thèse de doctorat sur les déterminants contextuels de la mortalité infantile au Bangladesh.

femmes migrantes ont en effet plus de chance de vivre dans des gros villages ou près des villes, elles sont plus instruites, leur structure par âge est différente, etc...

La troisième stratégie, celle que nous adoptons, consiste à inclure les femmes migrantes uniquement à partir de l'année au cours de laquelle elles arrivent dans la communauté. Par exemple, une femme qui arrive en 1987 dans le village sera représentée par 5 observations, une pour chaque année depuis son arrivée. Cette approche permet de ne réduire la taille de l'échantillon (personnes-périodes) que de 6,9 %<sup>33</sup>. De plus, toutes les années pour lesquelles les observations sont retenues correspondent à des périodes passées dans la communauté dans laquelle la femme réside au moment de l'enquête, pour lesquelles des données sont disponibles. Cette stratégie conduit toutefois à une sous-représentation des migrantes dans les périodes plus anciennes, puisqu'elles "intègrent" l'échantillon l'année de leur arrivée dans le contexte. Ceci peut conduire à des biais étant donné que les migrantes sont un sous-échantillon sélectionné. L'approche adoptée ici permet toutefois de tester simplement si les femmes migrantes ont des comportements différents des autres femmes. Nous y reviendrons<sup>34</sup>.

#### 4.3.4 Ajustement du modèle de base

Le modèle est d'abord ajusté sans variables explicatives et sans termes aléatoires au niveau contextuel sur les données de la période 1982-1991. Il s'agit du modèle représenté par l'équation suivante :

$$\ln(\mu_i) = \ln[n(a_i)] + \alpha + \beta.d_i \quad \text{Eq. 4-8}$$

Tableau 4-3 : Paramètres du modèle de Rodriguez-Cleland, Maroc rural, 1982-1991.

Variable	Modèle 1	Modèle 2
Constante	-0,1045***	-0,0000
Durée de mariage	-0,0134***	-0,0331***
Cohorte de mariage (*)	-	-0,0011***
Déviance	22783,4	22762,1
Degré de liberté	17746	17745
*: p<0,1 **: p<0,05 ***: p<0,01 (tests bilatéraux)		
(*) variable en interaction avec la durée de mariage		

Les résultats (modèle 1, Tableau 4-3) indiquent que les deux paramètres estimés, la constante (espacement) et la durée de mariage (contrôle), sont significativement différents de zéro. En d'autres termes, le niveau de fécondité naturelle serait inférieur au

<sup>33</sup> Pour la période de 1982-1991, le fichier de données complet contiendrait 19 059 observations. Celui dans lequel les migrantes sont exclues contiendrait 16 673 observations. Avec la solution adoptée ici, le fichier comprend un total de 17 748 observations (femmes-années).

<sup>34</sup> Ce problème, bien que moins évident a priori, joue aussi pour l'émigration. Les femmes qui émigrent peuvent être un sous-échantillon sélectionné, et les femmes qui restent (enquêtées) sont donc différentes de celles qui migrent. En d'autres termes, les femmes enquêtées ne sont pas nécessairement représentatives du passé au niveau contextuel. Il n'est toutefois pas possible d'en tenir compte dans les analyses.

niveau du schéma de Coale-Trussell, et il y aurait également un contrôle de fécondité significatif, quoique relativement faible.

La qualité de l'ajustement peut être évaluée visuellement en comparant les taux de fécondité observés (par âge ou par durée de mariage) aux taux de fécondité prédits par le modèle (Figure 4-8 et Figure 4-9). On observe un assez bon ajustement, bien que les taux prédits soient sous-estimés aux âges élevés et à certaines durées de mariage (entre 22 et 27 ans).

Figure 4-8 : Taux de fécondité légitime observés et prédits par âge, Maroc rural, 1982-91.

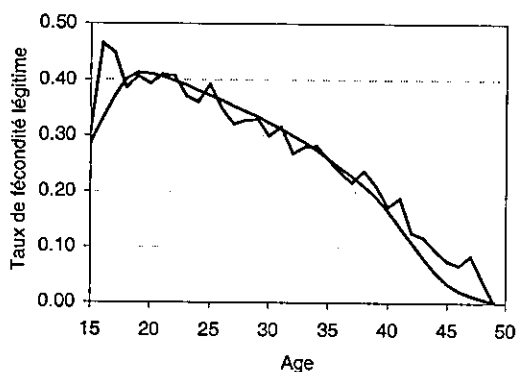
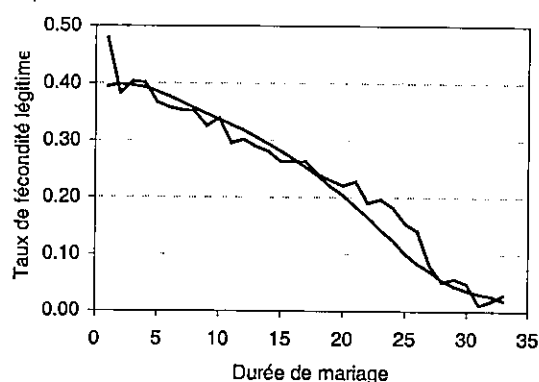


Figure 4-9 : Taux de fécondité légitime observés et prédits par durée de mariage, Maroc rural, 1982-91.



Une autre approche pour juger de la qualité de l'ajustement, au lieu de comparer les taux de fécondité observés et prédits, consiste à comparer la relation linéaire estimée ( $\alpha + \beta \cdot d_i$ ) aux coefficients d'une régression dans laquelle la variable de durée de mariage est remplacée par un codage binaire. En d'autres mots, au lieu de poser l'hypothèse de linéarité de la relation avec la durée de mariage, on opte pour une approche non-paramétrique. On a le modèle suivant, où  $x_1=1$  si  $d=1$ , 0 sinon,  $x_2=1$  si  $d=2$ , 0 sinon, etc... D étant égal à la durée de mariage maximale.

$$\ln(\mu_i) = \ln[n(a_i)] + \sum_{k=1}^D \beta_k \cdot x_k \quad \text{Eq. 4-9}$$

Selon le modèle de Rodriguez-Cleland, la relation étant supposée linéaire, les  $k$  coefficients des variables dichotomiques devraient s'aligner le long de la droite estimée dans le modèle de l'équation (Eq. 4-8). La relation entre ces paramètres et la durée de mariage n'est toutefois pas linéaire (Figure 4-10). Elle est plutôt en forme de U jusqu'à 25 ans de mariage ; au-delà les valeurs diminuent, mais sont peu fiables compte tenu des faibles effectifs (valeurs non reprises sur les graphiques). Ceci signifie clairement que, contrairement à l'hypothèse du modèle de Rodriguez-Cleland, l'écart entre le logarithme des taux de fécondité observés et prédits n'est pas une fonction linéaire de la durée de mariage, du moins lorsque l'on travaille en transversal comme c'est ici le cas.

Ceci n'est en réalité pas surprenant : dans la formulation originale du modèle de Page (1977), le paramètre  $\beta$  représente le degré de contrôle de la fécondité d'une cohorte de

mariage de femmes<sup>35</sup>. Dans une approche transversale par contre, telle que celle utilisée par Rodriguez et Cleland et celle utilisée ici, plusieurs cohortes de femmes avec des paramètres de contrôle qui peuvent être différents sont mélangées. En période de transition de fécondité, on s'attend à ce que le paramètre de contrôle ( $\beta$ ) parmi les cohortes de mariage les plus anciennes soit plus élevé (contrôle de fécondité plus faible) que parmi les femmes récemment mariées. Des effets de cohorte et de durée de mariage sont donc ici confondus. En forçant la relation à être linéaire, le paramètre  $\alpha$  aura tendance à être sous-estimé (surestimation du degré d'espacement), et le paramètre  $\beta$  sera surestimé, au moins pour les cohortes les plus récentes (sous-estimation du contrôle de la fécondité). En fait, dans ce modèle transversal, le paramètre de contrôle pourrait être nul, voire positif, même en présence de contrôle de fécondité significatif dans chaque cohorte de mariage. Ceci est simplement dû au mélange de différentes cohortes avec différents paramètres de contrôle. Par conséquent, ils ne peuvent pas réellement être interprétés comme des paramètres d'espacement et de contrôle, à moins que ces paramètres ne soient identiques dans les différentes cohortes.

Figure 4-10 : Logarithme du rapport entre fécondité observée et fécondité naturelle par durée de mariage. Comparaison des valeurs observées aux valeurs ajustées par le modèle de Rodriguez-Cleland, Maroc rural, 1982-1991.

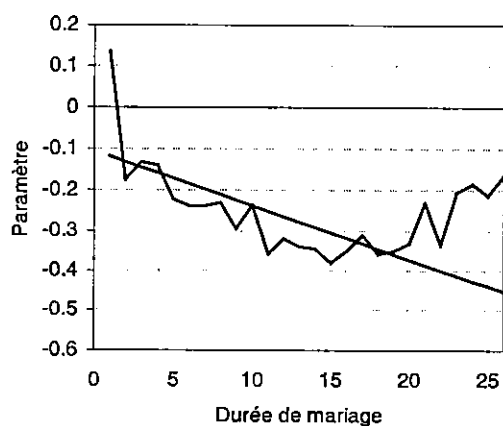
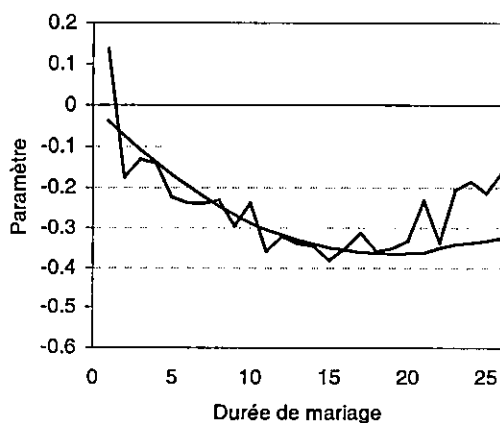


Figure 4-11 : Logarithme du rapport entre fécondité observée et fécondité naturelle par durée de mariage. Comparaison des valeurs observées aux valeurs ajustées par le modèle de Rodriguez-Cleland modifié, Maroc rural, 1982-1991.



#### 4.3.5 Prise en compte de la cohorte dans le modèle

Plusieurs options peuvent être prises face à ce problème. L'une serait d'admettre que le modèle est parcimonieux, avec un ajustement aux données assez bon, mais que ses paramètres ne sont pas réellement interprétables. Une autre option, que nous suivons ici, est d'adapter le modèle afin d'obtenir des paramètres interprétables. La modification que nous apportons au modèle consiste à considérer que chaque cohorte de mariage a

<sup>35</sup> Page note d'ailleurs dans son application à la Suède que l'effet de la durée de mariage en transversal n'est pas linéaire pour les périodes anciennes, et souligne que ceci est "le produit de la superposition de cohortes de mariage ayant différentes caractéristiques de fécondité" (Page, 1977, p. 99).

son propre paramètre de contrôle ( $\beta_c$ ). Ceci est en accord avec le modèle de Page (1977) tel que formulé initialement. Le modèle s'écrit alors :

$$\ln(\mu_i) = \ln[n(a_i)] + \alpha + \sum_{c=1}^{c=C} \beta_c \cdot x_{ci} \cdot d_i \quad \text{Eq. 4-10}$$

Dans cette formulation, un paramètre ( $\beta_c$ ) est estimé pour chaque cohorte de mariage,  $x_c$  étant une variable dichotomique indiquant la cohorte de mariage (année de mariage),  $C$  étant le nombre de cohortes de mariage. On peut toutefois simplifier le modèle, étant donné que la relation entre le paramètre de contrôle ( $\beta_c$ ) et l'année de mariage ( $c$ ) est pratiquement linéaire. On a alors :

$$\beta_c = \beta_0 + \beta_1 \cdot c_i \quad \text{Eq. 4-11}$$

Ceci conduit à un modèle contenant un paramètre supplémentaire ( $\beta_1$ ) qui tient compte de l'interaction entre la durée de mariage ( $d$ ) et la cohorte de mariage ( $c$ )<sup>36</sup>.

$$\ln(\mu_i) = \ln[n(a_i)] + \alpha + \beta_0 \cdot d_i + \beta_1 \cdot c_i \cdot d_i \quad \text{Eq. 4-12}$$

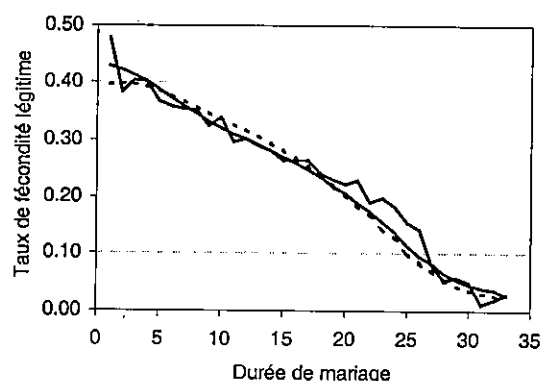
$$\text{où } c = \text{année de mariage} - 1981 \quad \text{Eq. 4-13}$$

$c$  est ici fixé à 0 pour les femmes mariées en 1981, et  $\beta_0$  représente donc le degré de contrôle pour cette cohorte de mariage. Le paramètre de contrôle pour les femmes mariées avant ou après cette année s'écarte de manière linéaire de cette valeur en fonction du nombre d'années séparant l'année de mariage et 1981.

Figure 4-12 : Taux de fécondité légitime observés et prédits par âge. Modèles avec et sans la cohorte de mariage (pointillés), Maroc rural, 1982-91.



Figure 4-13 : Taux de fécondité légitime observés et prédits par durée de mariage. Modèles avec et sans la cohorte de mariage (pointillés), Maroc rural, 1982-91.



Les changements des paramètres d'espacement et de contrôle suite à la prise en compte de l'interaction entre cohorte et durée de mariage sont importants (seconde colonne du Tableau 4-3, page 125). Le paramètre d'espacement n'est plus significativement différent de 0, et le contrôle est plus de deux fois plus important que dans le premier mo-

<sup>36</sup> On pourrait également considérer que le paramètre d'espacement suit une tendance linéaire. Nos tests indiquent cependant que ce paramètre est stable au cours du temps.

dèle. Ceci confirme que le modèle initial sous-estime la valeur du paramètre d'espacement (surestime le degré d'espacement) et surestime le paramètre de contrôle (sous-estime le contrôle) pour les cohortes récentes. La valeur négative de  $\beta_1$  indique qu'il y a une baisse du paramètre de contrôle entre cohortes de mariage, de l'ordre de 1,1 % par année pour une durée de mariage de 10 ans.

Comme le montre la Figure 4-11 (page 127), cette modification du modèle reflète mieux la relation entre l'écart entre fécondité naturelle et observée et la durée de mariage. L'ajustement aux durées de mariage élevées reste imparfait, mais ceci ne concerne qu'un nombre relativement limité de femmes<sup>37</sup>. La comparaison des taux de fécondité observés et des taux de fécondité prédits par le modèle montre également une légère amélioration de la qualité de l'ajustement (Figure 4-12 et Figure 4-13).

#### 4.3.6 Extension multi-niveaux du modèle

Ce modèle étant estimé par régression de Poisson (cf. chapitre 2), il est non seulement possible d'inclure des variables explicatives dans le modèle mais également des effets aléatoires qui permettent de tenir compte de l'hétérogénéité contextuelle des paramètres du modèle. Les trois paramètres (espacement, contrôle et cohorte) peuvent a priori varier entre contextes, ce qui conduit à l'estimation de 6 paramètres aléatoires (trois variances et trois covariances). Le modèle se note de la manière suivante,  $i$  étant l'indice pour les femmes,  $j$  pour les contextes :

$$\ln(\mu_{ij}) = \ln[n(a_{ij})] + (\alpha + u_{0j}) + (\beta_0 + u_{1j}).d_{ij} + (\beta_1 + u_{2j}).c_{ij}.d_{ij} \quad \text{Eq. 4-14}$$

$$\begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \\ u_{2j} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & & \\ \sigma_{u01} & \sigma_{u1}^2 & \\ \sigma_{u02} & \sigma_{u12} & \sigma_{u2}^2 \end{pmatrix} \right]$$

Les modèles de ce chapitre ont été estimés avec le logiciel MIXPREG, développé par Don Hedeker de l'Université d'Illinois à Chicago (Hedeker, 1999c). L'intérêt de MIXPREG par rapport à d'autres logiciels (MLWin, Macro Glimmix de SAS, HLM) est d'utiliser l'intégration numérique pour l'estimation des paramètres, plus fiable que l'approximation par série de Taylor utilisée dans MLWin et Glimmix, et de fournir une statistique de déviance permettant des tests de rapport de vraisemblance (Snijders et Bosker, 1999). Cela dit, nos comparaisons indiquent que, pour nos modèles, les résultats fournis par les différents logiciels sont fort semblables. L'intérêt principal de

<sup>37</sup> L'ajustement pourrait être amélioré de différentes manières. La tendance du paramètre de contrôle n'est pas exactement linéaire pour les cohortes de mariages les plus âgées, et un paramètre supplémentaire pourrait être inclus pour tenir compte de ceci, ce qui rendrait toutefois le modèle moins parcimonieux. Limiter les analyses aux femmes de moins de 40 ans pourrait également réduire ce problème.

MIXPREG réside donc ici dans la possibilité d'obtenir une estimation de la déviance, qui facilite la comparaison des modèles<sup>38</sup>. Venons-en aux analyses.

#### 4.4 Déterminants de la fécondité au cours de la période 1982-1991

Dans cette partie, nous analysons les déterminants individuels et contextuels de la fécondité au cours de la période décennale de 1982-1991. L'optique est ici essentiellement transversale, même si des variables explicatives qui changent au cours du temps sont prises en compte, et même si nous testons l'influence des services de planification familiale dans une optique longitudinale, c'est-à-dire en séparant l'effet transversal et longitudinal de cette variable. Le chapitre suivant sera consacré aux changements de fécondité au cours de la période 1972-1991.

##### 4.4.1 Données

Les données individuelles proviennent de l'enquête ENPS-II (1992). De l'échantillon total de 9256 femmes de 15-49 ans (dont 4706 en milieu rural), nous restreignons les analyses à un sous-échantillon de 2307 femmes mariées depuis au moins un an et toujours dans leur premier mariage, vivant au Maroc rural au moment de l'enquête, en excluant les visiteuses et les femmes d'une grappe pour laquelle nous ne disposons pas de données<sup>39</sup>. Le fait de limiter l'échantillon aux femmes dans leur premier mariage se justifie pour plusieurs raisons. Premièrement, ces femmes ont été a priori exposées au risque de grossesse pendant toute la période depuis leur premier mariage. Une seconde raison est que l'on peut inclure des caractéristiques du mari comme variables explicatives. Celles-ci ne sont pas nécessairement pertinentes pour les femmes qui ne sont plus dans leur premier mariage, puisque les informations collectées dans l'enquête font référence au dernier mari. Troisièmement, les femmes mariées plus d'une fois ont souvent migré au moment de leurs mariages subséquents. Ceci signifie qu'à la date de l'enquête, elles ne vivront généralement pas au même endroit que lors de leur premier mariage<sup>40</sup>. La restriction supplémentaire de l'échantillon aux femmes mariées depuis au moins un an se justifie par le fait que la première année de mariage est problématique pour l'étude de la fécondité, étant donné le délai de neuf mois entre la conception et la naissance. Les données sont organisées en personnes-périodes, comptant un total de 17748 observations relatives aux années passées en union dans le lieu de résidence au moment de l'enquête.

Les contextes sont ici les 74 grappes de sondage dans lesquels les femmes vivaient au moment de l'enquête et les communes rurales dans lesquelles se situent les grappes de

<sup>38</sup> Soulignons que MIXPREG ne permet de tenir compte que deux niveaux, contrairement à MLWin qui permet de prendre en compte a priori autant de niveaux que nécessaire. Par ailleurs, MIXPREG ne dispose d'aucune facilité pour la transformation de données, réalisées ici avec le logiciel SAS.

<sup>39</sup> Sur un total de 4 597 femmes vivant dans 74 clusters, 2 698 (59 %) étaient mariées depuis au moins une année, et 2 307 (50 %) étaient encore dans leur premier mariage.

<sup>40</sup> Compte tenu du fait que nous ne retenons que les observations relatives aux années passées dans le lieu de résidence au moment de l'enquête, une part importante des femmes qui ne sont plus dans leur premier mariage ne sont donc de toute façon pas reprises dans le fichier.

sondage. Les données contextuelles proviennent de trois sources : le questionnaire communautaire de l'ENPS-II, le recensement général de la population de 1982, et des données individuelles et du ménage des enquêtes ENPS de 1987 et 1992 dont nous avons calculé les moyennes au niveau des grappes de sondage.

#### 4.4.2 Modèle vide, auto-sélection et corrélation des observations répétées

Dans un premier temps, nous avons testé les modèle multi-niveaux vides, c'est-à-dire incluant uniquement la constante, la durée de mariage et l'interaction entre durée de mariage et cohorte de mariage. Les résultats sont synthétisés dans le tableau ci-dessous (Tableau 4-4). Nous avons d'abord considéré chaque coefficient un à un comme aléatoire. Le modèle dont le coefficient de la durée de mariage (paramètre de contrôle) varie entre contextes donne le meilleur ajustement. Nous avons ensuite considéré deux coefficients aléatoires et finalement trois coefficients aléatoires. Aucun de ces modèles n'améliore l'ajustement du deuxième modèle. Seule la variance du coefficient de la durée de mariage est (largement) significative, indiquant donc une *hétérogénéité du degré de contrôle entre contextes*, mais pas d'hétérogénéité du degré d'espacement ni de l'effet de la cohorte de mariage sur le contrôle.

Tableau 4-4 : Synthèse des résultats des modèles à effets aléatoires de la fécondité légitime (modèles vides), Maroc rural, 1982-1991.

Variables	1 paramètre aléatoire			2 ou 3 paramètres aléatoires		
	1	2	3	6	7	8
Constante	A	F	F	A	F	A
Durée de mariage	F	A	F	A	A	A
Cohorte de mariage	F	F	A	F	A	A
Déviance	22811,1	<u>22786,3</u>	22799,4	22786,2	22786,2	22786,2
Nombre de paramètres	4	4	4	6	6	8
A : coefficient aléatoire ; F : coefficient fixe						

Le modèle se simplifie donc de la manière suivante, où seule la durée de mariage a un effet aléatoire entre contextes :

$$\ln(\mu_{ij}) = \ln[n(a_{ij})] + \alpha + (\beta_{0c} + u_{1j}) \cdot d_{ij} + \beta_{1c} \cdot c_{ij} \cdot d_{ij} \quad \text{Eq. 4-15}$$

$$u_{1j} \sim N(0, \sigma_{u1}^2)$$

Les paramètres de ce modèle sont repris dans la première colonne du Tableau 4-5.

#### Effet d'auto-sélection

Un autre modèle a été testé à ce stade pour évaluer la possibilité d'un effet d'auto-sélection, c'est-à-dire le fait que les femmes qui ont migré dans le contexte au cours de la période étudiée aient des comportements de fécondité différents des autres femmes. Nous testons ceci en incluant une variable dichotomique (en interaction avec la durée de mariage) indiquant si la femme a immigré dans la localité au cours de la période



1982-91 (et après son mariage). Nous considérons également l'effet de cette variable comme aléatoire entre contextes, afin de tenir compte de la possibilité que cet effet varie entre contextes. Ni le coefficient de la variable de migration, ni sa variance entre contextes ne sont significatives, indiquant qu'il n'y a pas ici de relation entre migration et contrôle de la fécondité (seconde colonne du Tableau 4-5).

Tableau 4-5 : Modèle multi-niveaux vide de fécondité légitime et modèle contrôlant l'auto-sélection, Maroc rural, 1982-1991.

Variables	Modèle vide	Effet de sélection
Constante	0,0061	0,0062
Durée de mariage	-0,0348***	-0,0354***
Cohorte de mariage (*)	-0,0011***	-0,0011***
Migrante (*)	-	0,0009
$\sigma^2_{u1}$ (*1000) (durée mariage)	0,13619***	0,14376***
$\sigma_{u12}$ (*1000) (durée * migrante)	-	-0,06606
$\sigma^2_{u2}$ (*1000) (migrante)	-	0,03036
Déviance	22786,3	22785,0
Nombre de paramètres	4	7
*** : p<0,01 ** : p<0,05 * : p<0,1 + : p<0,2 (tests bilatéraux, sauf pour les variances contextuelles)		
(*) variable en interaction avec la durée de mariage		

### Modèle à trois niveaux pour observations répétées

Un modèle à trois niveaux a également été testé afin de tenir compte de l'éventuelle corrélation des observations répétées pour une même femme. Les trois niveaux pris en compte sont : (1) les observations annuelles (i), (2) les femmes (j) et (3) les contextes (k). Nous reprenons ici les résultats d'un modèle dans lequel le paramètre d'espacement et le paramètre de contrôle varient entre contextes et entre femmes. L'équation correspondant à ce modèle est la suivante :

$$\ln(\mu_{ij}) = \ln[n(a_{ij})] + (\alpha + u_{0jk} + v_{0k}) + (\beta_0 + u_{1jk} + v_{1k}).d_{ij} + \beta_1.c_{ij}.d_{ij} \quad \text{Eq. 4-16}$$

$$\begin{pmatrix} u_{0jk} \\ u_{1jk} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & \\ & \sigma_{u1}^2 \end{pmatrix} \right]$$

$$\begin{pmatrix} v_{0k} \\ v_{1k} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{v0}^2 & \\ & \sigma_{v1}^2 \end{pmatrix} \right]$$

Les résultats de ce modèle sont repris dans le Tableau 4-6<sup>41</sup>. Toutes les variances et covariances sont égales à zéro, à l'exception de la variance du paramètre de contrôle entre contextes. Ce modèle indique donc clairement que la prise en compte d'un niveau

<sup>41</sup> Le modèle à trois niveaux a été estimé avec le logiciel MLWin qui permet de prendre en compte plus de deux niveaux, ce que ne permet pas MIXPREG.

intermédiaire (femmes) n'est pas justifiée, étant donné que les variances et covariances de niveau 2 sont toutes nulles. En d'autres termes, *les observations répétées pour une même femme ne sont pas corrélées positivement*, et il n'est ainsi pas justifié de prendre en compte ce niveau intermédiaire dans les analyses. Nous travaillerons donc avec des modèles à deux niveaux.

Tableau 4-6 : Modèle de fécondité légitime à trois niveaux pour observations répétées, Maroc rural, 1982-1991.

Variables		Modèle vide
Constante		0,0035
Durée de mariage		-0,0342***
Cohorte de mariage (*)		-0,0012***
Variances et covariances		
Niveau 2 (femmes)	$\sigma_{u0}^2$	0,00000
	$\sigma_{u01}$	0,00000
	$\sigma_{u1}^2$	0,00000
Niveau 3 (contextes)	$\sigma_{v0}^2$	0,00000
	$\sigma_{v01}$	0,00000
	$\sigma_{v1}^2$	0,00013***
* : p<0,1 ** : p<0,05 *** : p<0,01 (tests bilatéraux, sauf pour les variances)		
(*) variable en interaction avec la durée de mariage		

#### 4.4.3 L'hétérogénéité contextuelle

Les paramètres estimés et les résidus contextuels du modèle vide permettent de calculer les taux de fécondité par âge prédits par le modèle pour chaque contexte (Figure 4-14). Le principe consiste à calculer pour chaque femme la valeur prédite par le modèle<sup>42</sup>, à calculer la moyenne de ces valeurs par âge et par contextes, et d'ensuite prendre l'exponentielle de ces valeurs<sup>43</sup>. Ces courbes de taux fécondité par âge illustrent toutefois clairement l'hétérogénéité de la fécondité entre contextes, traduisant l'hétérogénéité contextuelle du paramètre de contrôle. On constate par exemple qu'à 30 ans, les taux de fécondité légitime par âge vont d'environ 200 ‰ à près de 350 ‰. Il s'agit donc de différences considérables entre extrêmes.

<sup>42</sup> Les taux de fécondité sont ici calculés en fixant la variable de cohorte à zéro, et représentent donc l'hétérogénéité entre contextes pour la cohorte de mariage de 1981.

<sup>43</sup> Le caractère irrégulier des courbes de fécondité par âge provient du fait que, compte tenu des effectifs de femmes relativement faibles au sein des contextes, la relation entre la durée de mariage et l'âge au sein des contextes est irrégulière.

Figure 4-14 : Taux de fécondité légitime par âge et par contexte prédits par le modèle mutli-niveaux vide de fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991.

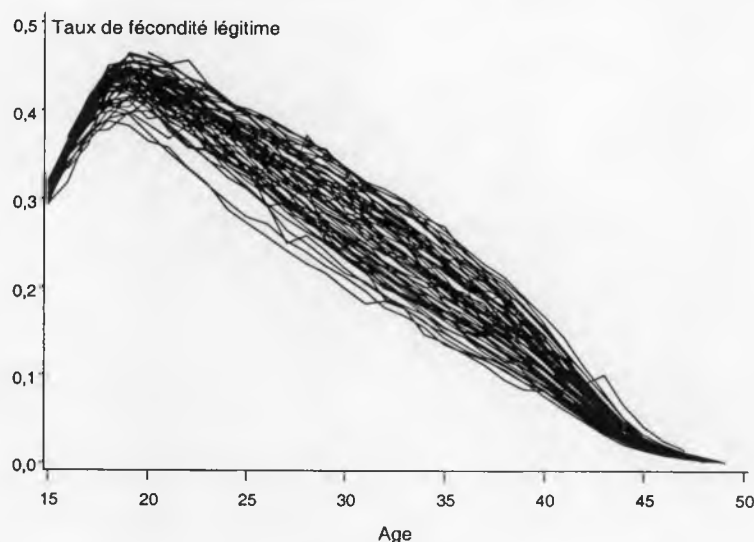


Tableau 4-7 : Quelques caractéristiques des contextes sélectionnés sur la base des valeurs extrêmes des résidus contextuels du modèle multi-niveaux vide de fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991.

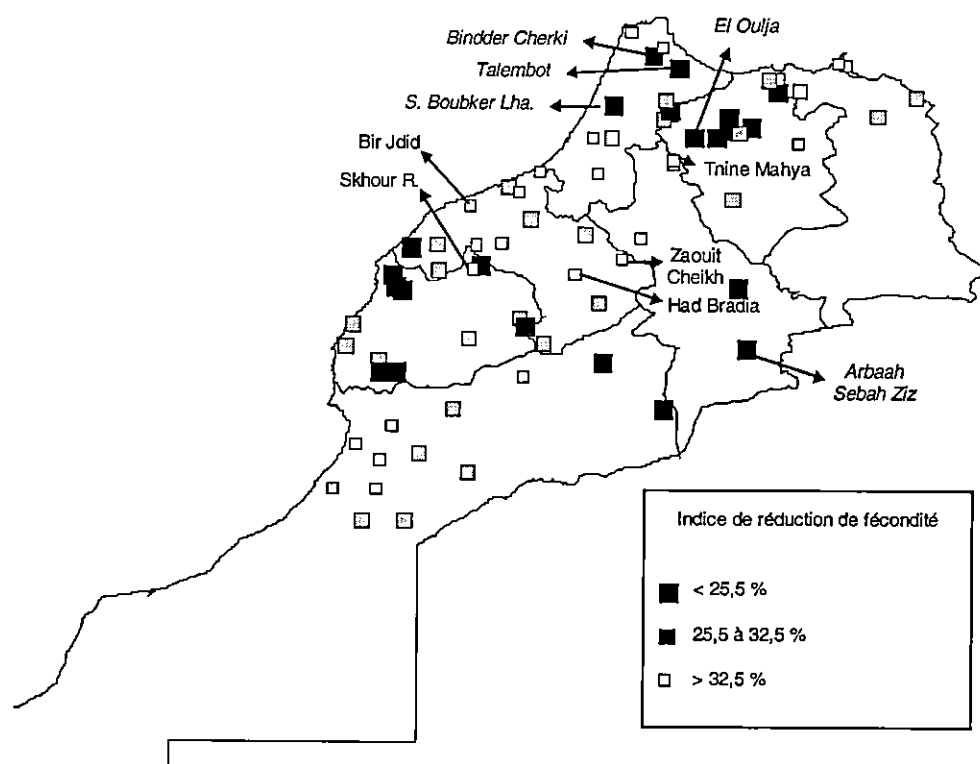
Communes dans lesquelles se situent les grappes (provinces entre parenthèses)	Prévalence contraceptive (1987)	Egalité entre sexes (1982)	Mortalité infanto-juvénile (1957-91)	Nombre moyen de services de PF (1982-91)	Distance à la ville (km)
<b>Résidus les plus faibles</b>					
Bir Jdid (El Jadida)	37,9 %	0,482	65 ‰	1,1	10
Skhour Rehamna (El Kelaa)	30,0 %	0,353	160 ‰	1,1	38
Had Bradia (Beni Mellal)	52,9 %	0,280	82 ‰	0,7	21
Tnine Mahya (Meknès)	36,4 %	0,208	116 ‰	1,6	19
Zaouit Cheikh (Beni Mellal)	37,1 %	0,456	89 ‰	2,8	12
<b>Moyennes</b>	<b>38,9 %</b>	<b>0,356</b>	<b>102 ‰</b>	<b>1,5</b>	<b>20</b>
<b>Résidus les plus élevés</b>					
El Oulja (Taounate)	5,1 %	0,065	206 ‰	0,9	50
Arbaah Sebah Ziz (Errachidia)	8,7 %	0,071	193 ‰	1	20
S. Boubker Lhaj. (Kenitra)	6,5 %	0,090	169 ‰	0	42
Bindder Cherki (Tetouan)	0,0 %	0,014	260 ‰	0	30
Talembot (Chefchaouen)	2,6 %	0,034	267 ‰	0	52
<b>Moyennes</b>	<b>4,6 %</b>	<b>0,055</b>	<b>219 ‰</b>	<b>0,4</b>	<b>39</b>

Ces résidus permettent également des analyses exploratoires. Par exemple, la sélection des cinq contextes avec les résidus les plus faibles (contrôle le plus élevé) et avec les résidus les plus élevés montre qu'ils ont des caractéristiques sensiblement différentes (Tableau 4-7). Les inégalités sexuelles sont nettement moins prononcées dans les contextes à plus faible fécondité (résidus les plus faibles), la mortalité infanto-juvénile y est deux fois plus faible en moyenne, la couverture en services de planification fami-

liale y est nettement plus importante, ils sont plus proches d'une ville<sup>44</sup>,... On note également l'important contraste des prévalences contraceptives<sup>45</sup> entre les contextes ayant des résidus élevés et ceux ayant des résidus faibles. La prévalence contraceptive est en moyenne plus de 8 fois supérieure dans les contextes dont les résidus sont les plus faibles, confirmant qu'il s'agit bien de contextes où le contrôle de fécondité est plus important.

Ces résidus sont également reportés sur la carte ci-dessous sous forme d'indices de réduction de fécondité<sup>46</sup>. Comme cela apparaîtra aussi pour la contraception et l'âge au mariage, on observe une certaine corrélation spatiale des résidus. Par exemple, quatre des cinq contextes à la fécondité la plus élevée (carrés noirs) se situent dans le Nord marocain. On constate aussi, à l'extrême Sud (Anti-Atlas), que la fécondité est relativement faible. Ceci, comme nous les verrons, s'explique essentiellement par le déficit d'hommes lié à la forte émigration masculine dans cette région.

Figure 4-15 : Carte des indices de contrôle de fécondité par contextes prédits par le modèle multi-niveaux vide. Maroc rural, 1982-1991.



Les graphiques ci-dessous illustrent également les relations entre les résidus contextuels (en ordonnée) et quatre des cinq variables du tableau ci-dessus. On constate une relation assez claire avec la mortalité infanto-juvénile et le degré d'égalité entre hom-

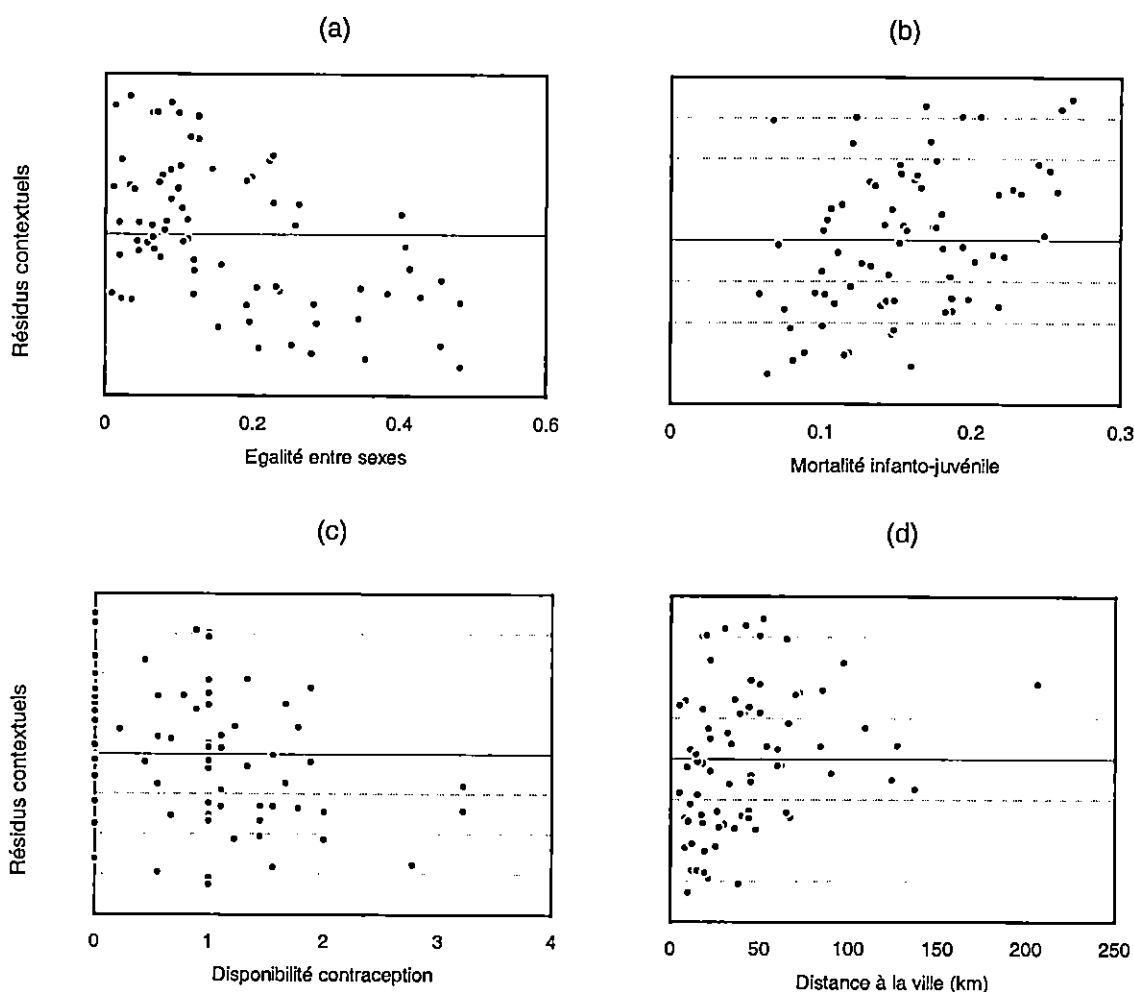
<sup>44</sup> Ces indicateurs sont présentés en détail dans les pages qui suivent.

<sup>45</sup> Les prévalences sont calculées au niveau des grappes de sondage dans l'enquête de 1987.

<sup>46</sup> Ces indices sont obtenus en sommant le coefficient de la durée de mariage du modèle vide et le résidu contextuel, en multipliant cette somme par dix (pour une durée de mariage de 10 ans) et en calculant le complément à l'unité de l'exponentielle de cette valeur. L'indice de réduction de fécondité mesure donc la réduction de la fécondité après 10 ans de mariage, pour la cohorte de mariage de 1981.

mes et femmes. La relation est moins marquée avec la disponibilité de la contraception et la distance au centre urbain. Il s'agit d'impressions visuelles qui seront confirmées dans les modèles explicatifs.

Figure 4-16 : Relations entre résidus contextuels du modèle vide de fécondité légitime et quatre variables contextuelles, Maroc rural, 1982-1991.



#### 4.4.4 Hypothèses et variables explicatives

Nous abordons ici les modèles explicatifs, en testant dans un premier temps une série d'hypothèses séparément. L'objectif est d'une part de procéder pas à pas dans la construction d'un modèle plus complet, et d'autre part d'illustrer certains intérêts de la méthodologie adoptée<sup>47</sup>. Les cinq modèles préliminaires testés concernent le rôle de variables individuelles et contextuelles relatives aux facteurs explicatifs discutés en début de chapitre : (1) la mortalité des enfants, (2) l'instruction des femmes, (3) les inégalités sexuelles, (4) les phénomènes de diffusion et (5) les services de planification familiale. Nous passons ensuite à des modèles plus complets, d'abord incluant diverses

<sup>47</sup> Les commentaires font ici volontairement abstraction des variables qui ne sont pas contrôlées. Nous reviendrons sur ces questions dans le modèle plus complet.

variables contextuelles, ensuite tenant compte des variables individuelles. Les variables explicatives utilisées dans les modèles sont décrites dans les pages qui suivent, et quelques informations de synthèse (source, date, moyenne, écart-type, extrêmes) sont reprises dans le tableau ci-dessous (Tableau 4-8).

Tableau 4-8 : Sources, dates, moyennes, écarts-types, minimum et maximum des variables individuelles et contextuelles, Maroc rural.

Variables	Source	Date	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<b>Variables individuelles (n=2 307)</b>						
Age (au moment de l'enquête)	ENPS-II	1992	32,8	8,3	15	49
Niveau de vie du ménage <sup>(1)</sup>	ENPS-II	1992	-0,138	0,657	-0,862	2,070
Mari agriculteur	ENPS-II	1992	0,456	0,498	0	1
Instruction femme	ENPS-II	1992	0,334	1,464	0	16
Egalités entre époux	ENPS-II	1992	0,803	0,397	0	1
Communication entre époux	ENPS-II	1992	0,573	0,495	0	1
Travail femme	ENPS-II	1992	0,227	0,419	0	1
Regarde TV	ENPS-II	1992	0,371	0,483	0	1
<b>Variables individuelles qui varient au cours du temps (n=17 748)</b>						
Age	ENPS-II	1982-92	30,4	7,5	15	49
Durée de mariage	ENPS-II	1982-92	12,5	7,8	1	39
Cohorte de mariage (1981=0)	ENPS-II	1982-92	6,6	7,9	-29	9
Expérience de mortalité	ENPS-II	1982-92	0,356	0,479	0	1
Décès récent	ENPS-II	1982-92	0,040	0,196	0	1
<b>Variables contextuelles (n=74)</b>						
Alphabétisation des femmes	RGPH82	1982	0,065	0,066	0,002	0,256
Mortalité infanto-juvénile	ENPS-I/II	1957-91	0,155	0,052	0,059	0,267
Proportion de femmes regardant la TV	ENPS-I	1987	0,202	0,198	0,000	0,750
Egalités entre sexes	RGPH82	1982	0,166	0,134	0,009	0,483
Distance centre urbain ( * 100 km)	QC92	1992	0,42	0,36	0,05	2,06
Route goudronnée	QC92	1992	0,784	0,412	0	1
Proportion d'hommes	RGPH82	1982	0,493	0,025	0,381	0,523
Contraception à <15 km (1982)	QC92	1982	0,573	0,640	0	3
Changement contraception depuis 1982 <sup>(2)</sup>	QC92	1982-92	0,336	0,427	0	2
Visites à domicile (VDMS) <sup>(2)(3)</sup>	QC92	1982-92	0,268	0,321	0	0,9
Abréviations : ENPS : Enquête Nationale sur la Population et la Santé ; RGPH : Recensement général de la population et de l'habitat ; QC : Questionnaire communautaire.						
<sup>(1)</sup> : La construction de l'indicateur de niveau de vie est décrite en annexe ; <sup>(2)</sup> : Les valeurs reprises pour les variables contextuelles qui changent au cours du temps font référence à la moyenne de la variable sur la période décennale ; <sup>(3)</sup> : Les dates sont imputées selon une procédure décrite en annexe.						

## Mortalité des enfants

Nous avons discuté dans le premier chapitre des influences possibles de la mortalité des enfants sur la fécondité. Elles opèrent a priori à la fois aux niveaux individuel et

contextuel. Nous distinguons ici trois indicateurs de mortalité, l'un au niveau contextuel et deux au niveau individuel. La construction des deux indicateurs individuels de mortalité est détaillée en annexe et nous ne reprenons ici que l'essentiel.

Le premier est un indicateur de mortalité infanto-juvénile au niveau contextuel. Il est égal au rapport du nombre de décès d'enfants de moins de cinq ans au cours de la période 1957-1991 au nombre de naissances au cours de cette même période. Cette variable est introduite en interaction avec la durée de mariage, l'hypothèse étant que les femmes résidant dans des contextes à forte mortalité sont moins motivées à contrôler leur fécondité, que ce soit par l'influence du niveau de mortalité du contexte sur les perceptions du risque de décès des enfants (effet d'assurance) ou par les normes pour une fécondité élevée dans les contextes à forte mortalité<sup>48</sup>.

La perception des risques de décès, à la base de l'effet d'assurance, peut dépendre de la mortalité dans le contexte local mais aussi de l'expérience individuelle "directe" en matière de mortalité, que ce soit par le décès de ses propres enfants ou de membres de la fratrie. Nous incluons un indicateur d'expérience individuelle de mortalité des enfants de la femme, l'hypothèse étant que les femmes dont au moins un enfant est décédé seront moins motivées à contrôler leur fécondité<sup>49</sup>. Il s'agit d'une variable dichotomique qui change au cours du temps et prend une valeur égale à 1 pour toutes les périodes postérieures au décès d'un enfant, indiquant donc au début de chaque année si une femme a déjà connu le décès d'un de ses enfants. Cette variable est également introduite en interaction avec la durée de mariage.

Une seconde variable individuelle vise à contrôler l'influence de la mortalité sur la fécondité par effet de remplacement, c'est-à-dire le fait que les femmes dont un enfant est décédé sont susceptibles de le "remplacer" rapidement, que ce soit pour des raisons physiologiques (arrêt de l'allaitement et reprise de l'ovulation) ou comportementales (désir de remplacement). Il s'agit d'une variable dichotomique qui change au cours du temps qui indique, chaque année, si une femme a connu le décès d'un enfant au cours des trois premiers mois de l'année directement précédente ou de l'année antérieure<sup>50</sup>. Par exemple, une femme dont un enfant est décédé entre janvier 1986 et mars 1987 aura une valeur de 1 pour cette variable en 1988. Un coefficient positif pour cette variable indique que les femmes dont un enfant est décédé récemment ont un risque plus

<sup>48</sup> D'autres effets telle qu'une influence par l'intermédiaire d'attitudes fatalistes associées à la forte mortalité sont également possibles (cf. chapitre 1).

<sup>49</sup> Nous avons également testé l'influence de la mortalité des frères et sœurs de la femme (fratrie), qui n'est pas significative. Les résultats ne sont pas repris.

<sup>50</sup> Nous ne tenons compte que des décès au cours des trois premiers mois de l'année précédente, étant donné qu'une naissance au mois de janvier d'une année correspond à une conception au mois d'avril de l'année précédente. En procédant de cette manière, nous évitons qu'un décès ne soit comptabilisé s'il est postérieur à la conception de l'enfant suivant. Le désavantage est que certains décès dans les neuf derniers mois de l'année précédente peuvent avoir eu lieu avant la conception de l'enfant suivant et qu'ils ne seront pas comptabilisés. La procédure est décrite en détail en annexe.

important d'avoir une naissance. Cette variable est introduite comme un effet direct (et pas en interaction avec la durée de mariage)<sup>51</sup>.

### Instruction des femmes

Nous tenons ici compte de l'instruction de la femme au niveau individuel et de l'alphabétisation contextuelle<sup>52</sup>. Au niveau individuel, divers mécanismes expliqueraient la relation entre l'instruction et la fécondité. L'autonomie plus importante des femmes instruites, liée à un plus grand pouvoir de décision, à plus de contacts avec le monde extérieur, une meilleure communication entre époux et la moindre importance des enfants comme source de sécurité réduiraient la demande d'enfant et favoriserait l'accès à la contraception (Jejeebhoy, 1998). L'augmentation du coût d'opportunité du travail avec le niveau d'instruction influencerait également la demande d'enfants (Diamond et al., 1999 ; Jejeebhoy, 1998). Enfin, de multiples influences indirectes sont également susceptibles d'être importantes, le niveau d'instruction des femmes étant associé à diverses caractéristiques influençant la fécondité (mortalité des enfants, niveau de vie, etc...). Nous tiendrons compte de ces autres déterminants ultérieurement. L'instruction de la femme est ici mesurée par le niveau d'instruction atteint (en années).

Les effets possibles de l'instruction au niveau contextuel sur la fécondité ont été discutés dans le premier chapitre. L'idée de base est que les femmes instruites dans le contexte local influencent les comportements de fécondité des femmes sans instruction (et des autres femmes instruites), que ce soit par "imitation" des comportements reproductifs, par une plus grande diffusion des connaissances ou indirectement par la modification des normes dans un contexte où les femmes instruites sont proportionnellement nombreuses (Kravdal, 2000). Nous incluons comme variable explicative le taux d'alphabétisation des femmes dans la commune rurale en 1982.

### Egalité entre sexes

Au niveau du ménage, nous incluons deux indicateurs visant à mesurer le degré d'égalité et de communication entre époux. Le premier est un indicateur mesurant l'égalité en termes d'instruction, qui prend la valeur 1 si les femmes ont un niveau d'instruction égal ou supérieur à celui du mari, et 0 dans le cas contraire<sup>53</sup>. L'hypothèse est que le fait qu'une femme ait une instruction supérieure ou égale à celle de son mari lui confère un plus grand pouvoir de décision au sein du ménage, notamment en matière d'accès à la contraception. Le second indicateur mesure un aspect de la communication entre époux ; il prend la valeur 1 pour les couples qui discutent du nombre d'enfants qu'ils désirent, et la valeur 0 dans le cas contraire. L'hypothèse est ici que la communication

<sup>51</sup> La raison est que le décès d'un enfant est supposé influencer l'espacement (en raccourcissant l'intervalle génésique) plutôt que le contrôle des naissances.

<sup>52</sup> Les hypothèses relatives à l'influence de l'instruction des hommes sur la fécondité, au niveau individuel comme au niveau contextuel, sont rares. Nous ne les reprenons pas ici, mais nous les avons testées dans des analyses préliminaires. Ni l'instruction individuelle des hommes, ni l'alphabétisation contextuelle masculine n'étaient significatives.

<sup>53</sup> Un autre indicateur, égal à la différence entre le nombre d'années d'instruction de la femme et de l'homme, a également été testé et conduit à des résultats similaires.



entre époux conduit à une demande d'enfants plus faible et un meilleur contrôle de la fécondité, une observation fréquente dans les pays du Sud (Beckman, 1983). Cet indicateur n'est pas totalement satisfaisant, étant donné qu'il est probable que les couples qui contrôlent leur fécondité discutent du nombre désiré d'enfants, sans que cela ne traduise nécessairement une plus grande égalité entre époux. La causalité est ici alors inversée. Il est par ailleurs mesuré au moment de l'enquête et n'est donc pas nécessairement approprié pour mesurer la communication entre époux dans le passé. On mesure donc ici plus une association qu'une relation causale. Un troisième indicateur mesure un aspect de l'autonomie de la femme. Il s'agit d'une variable dichotomique égale à 1 pour les femmes ayant déjà travaillé au moment de l'enquête, et zéro pour les femmes qui n'ont jamais travaillé. Elle est également mesurée au moment de l'enquête.

Au niveau contextuel, le degré d'égalité entre hommes et femmes est mesuré par le rapport du taux d'alphabétisation des femmes au taux d'alphabétisation des hommes en 1982 dans la commune<sup>54</sup>. L'hypothèse générale est qu'un système inégalitaire favorise une fécondité élevée par la demande d'enfants et en augmentant les coûts de régulation. L'influence sur la demande d'enfants opérerait notamment, nous l'avons déjà discuté, par l'importance des enfants comme source de statut et de sécurité pour la vieillesse et peut-être par une préférence pour les garçons. Des contacts plus importants avec l'extérieur, notamment par l'accès à l'école et à la télévision, favoriseraient également la diffusion de valeurs et d'informations sur la fécondité et la contraception.

### Phénomènes de diffusion

Un indicateur individuel et trois indicateurs contextuels sont pris en compte pour mesurer l'influence potentielle de phénomènes de diffusion. Au niveau individuel, une variable dichotomique indiquant si les femmes regardent la télévision au moins une fois par semaine mesure l'accès aux médias. L'hypothèse est que la télévision véhicule des valeurs susceptibles d'influencer la demande d'enfants et la connaissance de la contraception, de manière plus ou moins directe. De nombreux feuillets "romantiques" (sud-américains, égyptiens,...) sont par exemple diffusés par la télévision marocaine et sont des vecteurs potentiels de modèles familiaux différents. Les images sur les modes de consommation occidentaux diffusés par la télévision auraient également une influence possible sur les comportements de fécondité. Une hypothèse fréquemment discutée est que les médias peuvent aussi favoriser la diffusion d'informations sur la planification familiale (Reed et al., 1999). Au Maroc rural, un peu plus de 10 % des femmes regardant la télévision au moins une fois par semaine ont entendu des messages relatifs à la planification familiale à la télévision dans les quelques mois précédant l'enquête (5 % des femmes rurales), ce qui est relativement faible. L'indicateur retenu est mesuré au moment de l'enquête (1992) et ne reflète donc pas nécessairement uniquement l'effet de la télévision en tant que tel, mais plutôt de manière générale le degré d'ouverture culturelle.

<sup>54</sup> Un tel indicateur a été utilisé par quelques auteurs au niveau national pour mesurer les inégalités sexuelles (Jejeebhoy, 1998 ; Mason, 1993), mais à notre connaissance il n'a jamais été utilisé au niveau local.

Nous incluons également trois variables contextuelles. La proportion de femmes regardant la télévision au moins une fois par semaine (en 1987) mesure l'influence de la télévision au-delà de son effet individuel. L'hypothèse est qu'une proportion importante de femmes regardant la télévision dans le contexte a un effet sur la fécondité des autres femmes du contexte, les femmes regardant la TV ayant un rôle de "relais" des valeurs véhiculées par la télévision (Reed et al., 1999)<sup>55</sup>. La distance à la ville la plus proche est également introduite comme indicateur de contact avec la ville, les contacts plus fréquents avec la ville favoriseraient la diffusion de modèles familiaux alternatifs (plus faible fécondité, scolarisation de l'enfant,...). Enfin, l'effet possible de l'existence d'une route goudronnée est également prise en compte, en écho à une hypothèse développée par divers auteurs sur le rôle des voies de communication dans les processus de diffusion (Bongaarts et Watkins, 1996). La proportion d'hommes dans le contexte peut également être un indicateur indirect de migration et de diffusion. Il sera inclus et discuté ultérieurement.

### Services de planification familiale

Nous testons ici l'influence de deux variables relatives à la disponibilité de la contraception moderne au sein du contexte, en distinguant par ailleurs l'effet de la disponibilité de la contraception en début de période et l'effet de l'amélioration de la disponibilité par rapport au début de la période. L'hypothèse générale est que la disponibilité de la contraception conduit à une plus faible fécondité en réduisant les coûts d'accès à la contraception, facilitant le contrôle de la fécondité. Elle peut aussi avoir un effet sur la demande d'enfants, notamment par la diffusion d'informations sur la planification familiale et les bénéfices d'une faible fécondité.

La première variable mesure la disponibilité de la contraception moderne dans les structures fixes (hôpitaux, centres de santé, dispensaires, cliniques, médecins, pharmacies, Association marocaine de planification familiale) situées à moins de 15 kilomètres de la grappe<sup>56</sup>. Elle varie au cours du temps, indiquant chaque année le nombre de formations dans un rayon de 15 km offrant au moins une méthode contraceptive moderne depuis au moins un an<sup>57</sup>. La deuxième variable mesure la couverture de la loca-

<sup>55</sup> Davis (1987, p. 139) note par exemple, dans une étude sur un village marocain dans les années 1970, que "la plupart des femmes appartiennent à l'un ou l'autre [...] groupe de voisines, qui passent des après-midi ensemble sur les toits de l'une des femmes, faisant les corvées ménagères et discutant en même temps des développements récents dans le monde des femmes". Il s'agit donc d'un mécanisme d'interaction sociale pouvant expliquer la diffusion de certaines connaissances, notamment obtenues par la télévision.

<sup>56</sup> Plusieurs rayons ont été testés (10 km, 15 km, 20 km et 30 km) : la distance de 15 km donne les résultats les plus significatifs.

<sup>57</sup> Différents indicateurs ont été testés mais donnent des résultats moins significatifs. En particulier, nous avons testé un indicateur mesurant le nombre de méthodes disponibles dans le contexte local, et un indicateur combinant le nombre de méthodes et de sources, variant théoriquement de 0 (aucune méthode dans aucun service de santé) à 36 (6 méthodes dans 6 types de services de santé). Nous avons également testé une variable mesurant seulement l'existence de services offrant la planification familiale (et non le nombre de formations), et une variable mesurant la durée de présence du service dans la grappe. Ces modèles donnent également des ajustements inférieurs aux modèles retenus ici.

lité par les visites à domicile de motivation systématique (VDMS)<sup>58</sup>, indiquant chaque année si des visites à domicile sont effectuées depuis au moins un an dans la grappe.

Comme nous l'avons souligné dans le deuxième chapitre, le problème d'endogénéité est susceptible de biaiser les résultats d'une analyse transversale, dans la mesure où l'implantation des services de planification familiale peut être ciblée en fonction de la fécondité, de la demande de contraception ou d'autres variables corrélées à la fécondité. Nous adoptons donc une approche visant à minimiser le biais d'endogénéité. Elle consiste à séparer la relation transversale et la relation longitudinale en introduisant la valeur de la variable en début de période (1982) et la différence entre la valeur observée pour une année et la valeur en début de période (cf. chapitre 2). La première mesure la relation transversale entre la disponibilité de la contraception en début de période et le contrôle de la fécondité. La deuxième mesure la relation longitudinale entre les changements de disponibilité de la contraception et les changements de fécondité. Un intérêt de cette approche est que l'amélioration de la disponibilité de la contraception est nettement moins corrélée aux autres variables socio-économiques que la disponibilité de la contraception en début de période. Etant donné qu'aucune grappe n'était couverte par les VDMS depuis au moins un an en 1982, seule la variable de changements est prise en compte pour les visites à domicile<sup>59</sup>.

### **Autres variables : niveau de vie, profession du mari et proportion d'hommes**

Trois autres variables sont également prises en compte dans ces modèles : le niveau de vie du ménage, la profession du mari, et la proportion d'hommes dans le contexte.

En ce qui concerne le niveau de vie, une abondante littérature indique que les femmes à faible niveau de vie ont une fécondité plus élevée, pour diverses raisons (Schoumaker et Tabutin, 1999b) : l'importance des enfants comme source de sécurité pour la vieillesse, le rôle des enfants comme main-d'œuvre agricole, la difficulté d'accès à la contraception parmi les femmes à faible niveau de vie,... Quelques travaux sur le Maroc ont mis en évidence l'importance des différentiels de fécondité selon le niveau de vie (Ajbilou, 2001), et plusieurs travaux qualitatifs sur le Maroc (Bourqia, 1995 ; Bourqia, 1996 ; Mernissi, 1975 ) suggèrent également que les femmes à faible niveau de vie auraient une fécondité plus élevée, notamment comme source de sécurité pour la vieillesse. Le niveau de vie est ici mesuré par un indicateur composite basé sur les possessions des biens du ménage. La pondération des items est basée sur l'indicateur construit pour le Maroc par Gwatkin et al. (2000) dans une étude basée sur les données de l'enquête ENPS-II (voir détails en annexe). La seconde variable individuelle indique si le mari est agriculteur indépendant. L'hypothèse est ici que les ménages vivant de l'agriculture peuvent retirer un bénéfice plus important du travail des enfants, ce qui favoriserait une fécondité élevée. Aucune étude, à notre connaissance, n'a traité de la relation entre cette variable et la fécondité au Maroc.

<sup>58</sup> Les dates de début des visites à domicile de motivation systématique n'étant pas disponibles dans le questionnaire communautaire de l'enquête EDS, nous les avons imputées selon une procédure décrite en annexe.

<sup>59</sup> Elle est en fait simplement égale à la variable originale qui varie au cours du temps.

La troisième variable est la proportion d'hommes dans la commune rurale. L'hypothèse est que dans les contextes où la proportion d'hommes est faible, une abstinence sexuelle entre époux plus importante conduit à une plus faible fécondité. On ne dispose pas, pour l'enquête ENPS-II, de l'information relative à la présence ou l'absence de l'époux, et cette variable contextuelle est prise en compte pour contrôler l'effet d'une variable individuelle non-observée. Cette variable peut a priori toutefois également mesurer une influence contextuelle, telle que la diffusion d'informations et de comportements novateurs dans des contextes où la proportion de migrants est importante, une hypothèse émise par quelques auteurs (CERED, 1999 ; Courbage, 1995). Nous y reviendrons.

#### 4.4.5 Résultats des modèles séparés

Nous avons dans un premier temps testé cinq modèles partiels séparément, correspondant aux cinq catégories de variables distinguées dans la présentation des hypothèses : la mortalité, l'instruction, l'égalité entre sexes, la diffusion et les services de planification familiale. Les résultats, avec ceux du modèle vide, sont repris dans le Tableau 4-9 (page 145). Nous les commenterons brièvement et passerons ensuite à des modèles plus complets. Ces résultats sont également synthétisés sous une forme plus facilement interprétable dans le Tableau 4-13 (page 155), où l'effet des variables explicatives est exprimé en termes de réduction ou d'augmentation proportionnelle de fécondité.

##### Mortalité des enfants

Les trois variables de mortalité testées sont largement significatives (Tableau 4-9, modèle A.1), et rendent compte d'environ 30 % de la variance contextuelle. Le coefficient de la mortalité contextuelle indique que la fécondité<sup>60</sup> est de l'ordre de 11 % plus élevée dans les contextes à forte mortalité (200 ‰) que dans les contextes à mortalité plus faible (100 ‰). Les deux variables individuelles sont également largement significatives : l'expérience individuelle de mortalité augmente la fécondité de 9 %, et un décès au cours des trois premiers mois de l'année précédente ou au cours de l'année antérieure augmente de 20 % le risque de naissance au cours d'une année<sup>61</sup>. Bien que le coefficient de la mortalité contextuelle diminue avec l'introduction de variables individuelles, il reste très significatif et confirme que l'effet de la mortalité contextuelle persiste après le contrôle de la mortalité au niveau individuel. Ceci est compatible avec un effet de la mortalité par l'intermédiaire des normes ou par un effet d'assurance. Ces résultats vont donc clairement dans le sens des hypothèses proposées ci-dessus : *tant la mortalité au niveau individuel que la mortalité contextuelle semblent influencer fortement la fécondité*. Environ un tiers de la variance contextuelle est expliquée dans ce modèle.

<sup>60</sup> Il s'agit de la fécondité après 10 ans de mariage (cf. page 121). Afin de ne pas alourdir le texte, nous utiliserons simplement le terme de fécondité.

<sup>61</sup> Ces deux effets ne sont pas directement comparables : l'effet de l'expérience individuelle de mortalité est "cumulatif", alors que l'effet d'un décès dans l'année précédente est ponctuel.

### Instruction des femmes

Les deux variables d'instruction individuelle et contextuelle sont toutes deux également largement significatives (Tableau 4-9, modèle A.2). Au niveau individuel, cette observation confirme la relation classique entre instruction et fécondité. La fécondité est de l'ordre de 7 % moins élevée pour les femmes avec une année d'instruction et de 30 % pour les femmes ayant suivi cinq années d'école, ce qui est considérable. Toutefois, à peine 3,5 % des femmes de l'échantillon ont suivi au moins cinq années d'école, ce qui relativise sérieusement l'effet de cette variable sur le niveau global de fécondité. Son importance dans l'explication de l'hétérogénéité entre contextes est également faible, seulement 8 % de la variance contextuelle étant expliquée par l'instruction individuelle (résultat non repris). Par contre, près de 40 % de la variance sont expliqués quand l'alphabétisation du contexte est prise en compte. Cette variable explique donc une part substantielle de l'hétérogénéité entre contextes, et sa relation avec la fécondité est également forte. Pour une durée de mariage de 10 ans, la fécondité est de 12 % plus élevée dans les contextes peu alphabétisés par rapport aux contextes plus alphabétisés<sup>62</sup>.

### Egalité entre sexes

Parmi les indicateurs relatifs à l'égalité entre hommes et femmes, deux sont significatifs et de signe attendu (Tableau 4-9, modèle A.3) : l'indicateur contextuel d'égalité entre sexes et la communication entre époux. Le degré d'égalité au niveau contextuel est fortement associé à la fécondité, et rend compte à lui seul de près de 45 % de la variance contextuelle. La fécondité serait d'environ 14 % plus faible dans les contextes plus égalitaires par rapport aux contextes inégalitaires. La plus faible fécondité des époux qui discutent du nombre d'enfants va également dans le sens de notre hypothèse. L'effet est toutefois modéré (environ 6 % à une durée de mariage de 10 ans), mais confirme toutefois l'association généralement observée entre ces deux variables.

Par contre, l'égalité d'instruction des époux n'est pas significative, qu'elle soit testée seule ou avec les autres variables individuelles. Un élément d'explication est que la majorité des individus (hommes et femmes) sont sans instruction, et que les couples "égaux" en termes d'instruction sont donc pour la plupart des couples sans instruction. En d'autres termes, l'indicateur n'est pas réellement valide, mais nous ne disposons pas d'autre mesure plus directe. Un résultat a priori aussi étonnant : les femmes qui ont déjà travaillé ont une fécondité légèrement plus élevée. Il s'agit en réalité d'une observation relativement courante dans les pays en développement (Mason, 1995). Courbage (1996, p. 205) a également relevé l'absence de relation entre travail de la femme et fécondité au Maroc rural, qu'il interprète comme le fait que le travail de la femme en milieu rural est essentiellement agricole et ne "procure pas cette ébauche d'autonomisation qui permet de réguler sa reproduction". Ce résultat peut aussi s'expliquer par le fait que les femmes qui travaillent le font plus par nécessité que par choix ; le travail de la femme n'est alors pas un indicateur de son statut mais du faible niveau de vie de son ménage,

<sup>62</sup> L'interaction entre alphabétisation du contexte et instruction individuelle a été testée et n'est pas significative. En clair, ce résultat suggère que l'effet de l'alphabétisation contextuelle n'est pas différent pour les femmes instruites et pour les femmes sans instruction.

qui influencerait à la fois la nécessité de travailler et la fécondité. Il s'agit d'une observation également faite au Maroc, où le travail de la femme était -du moins dans le passé- associé à un statut économique du ménage plus faible (Belghiti, 1969)<sup>63</sup>.

Tableau 4-9 : Paramètres des modèles multi-niveaux séparés des influences contextuelles et individuelles sur la fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991.

Variables	Modèle vide	Modèle A.1	Modèle A.2	Modèle A.3	Modèle A.4	Modèle A.5
Constante	0,0061	-0,0050	0,0094	0,0032	0,0046	-0,0068
Durée de mariage (aléatoire)	-0,0348***	-0,0546***	-0,0276***	-0,0238***	-0,0313***	-0,0274***
Année de mariage	-0,0011***	-0,0010***	-0,0011***	-0,0010***	-0,0011***	-0,0010***
<b>Individu - ménage</b>	-	-	-	-	-	-
Expérience mortalité	-	0,0079***	-	-	-	-
Décès récent (1)	-	0,1791***	-	-	-	-
Instruction femme	-	-	-0,0071***	-	-	-
Egalité époux	-	-	-	0,0023	-	-
Travail femme	-	-	-	0,0041*	-	-
Communication époux	-	-	-	-0,0059***	-	-
Regarde TV	-	-	-	-	-0,0028	-
<b>Contexte</b>	-	-	-	-	-	-
Mortalité	-	0,1079***	-	-	-	-
Alphabétisation des femmes	-	-	-0,0973***	-	-	-
Egalité entre sexes	-	-	-	-0,0561***	-	-
% de femmes regardant la TV	-	-	-	-	-0,0300***	-
Distance centre urbain	-	-	-	-	0,0107***	-
Route goudronnée	-	-	-	-	-0,0014	-
(a) Contraception 1982	-	-	-	-	-	-0,0061***
(b) Contraception (changement)	-	-	-	-	-	-0,0056***
VDMS	-	-	-	-	-	0,0013
Différence (a)-(b)	-	-	-	-	-	-0,0005
$\sigma^2_{ui}$ (*1000)	0,1362***	0,0939***	0,0817***	0,0684***	0,0694***	0,1038***
Réd. variance contextuelle	-	31,0 %	40,0 %	49,8 %	49,0 %	23,7 %
Déviance	22786,3	22750,2	22758,8	22757,5	22763,5	22776,0
Nombre de paramètres	4	7	6	8	8	7

\*\*\* : p<0,01 \*\* : p<0,05 \* : p<0,1 + : p<0,2 (tests bilatéraux, sauf pour les variances contextuelles)  
Toutes les variables sont en interaction avec la durée de mariage, à l'exception de (1). Le coefficient de la durée de mariage est aléatoire au niveau contextuel.

## Phénomènes de diffusion

Deux des trois variables contextuelles de diffusion sont très fortement significatives : la proportion de femmes regardant la TV et la distance à la ville. La présence d'une route goudronnée n'est par contre pas associée à la fécondité, de même que la variable individuelle indiquant si la femme regarde la TV (Tableau 4-9, modèle A.4). Au total, ce

<sup>63</sup> Dans un modèle testé (résultats non repris) incluant un indicateur de niveau de vie, le travail de la femme devient non-significatif, alors que le niveau de vie l'est largement, ce qui va dans le sens de cette explication.

modèle rend compte de plus de 50 % de la variance contextuelle. La fécondité des femmes résidant loin d'une ville est plus élevée, d'environ 8 % en moyenne pour une distance de 75 km, et les contextes à forte proportion de femmes regardant la télévision ont une fécondité plus faible d'environ 11 % par rapport aux contextes où aucune femme ne la regarde. Ces résultats semblent donc indiquer un rôle des contacts avec le monde urbain et des mass médias dans les comportements de fécondité. Le fait que la TV ne soit pas associée à la fécondité au niveau individuel rend toutefois malaisée l'interprétation de l'effet contextuel de la télévision sur la fécondité, dans la mesure où l'hypothèse est que l'influence contextuelle de la télévision opèrerait par l'intermédiaire des femmes qui la regardent et qui auraient un rôle de relais. Comme nous le verrons plus loin, cette relation semble essentiellement mesurer l'influence du niveau de vie et devient non-significative avec le contrôle d'autres variables aux niveaux individuel et contextuel. La distance à la ville deviendra également non-significative.

### **Services de planification familiale**

Le modèle relatif à l'influence sur la fécondité de la disponibilité de la contraception indique que l'effet de la contraception dans les structures fixes (à moins de 15 km) est très significatif, alors que l'effet des visites à domicile ne l'est pas du tout, contrairement à nos attentes (Tableau 4-9, modèle A.5). Environ 23 % de la variance entre contextes est expliquée par ce modèle, soit une proportion nettement plus faible que dans les modèles précédents.

La disponibilité de la contraception dans les structures fixes est significative aussi bien en transversal qu'en longitudinal. En d'autres mots, on observe une association entre la fécondité et la disponibilité de la contraception en début de période (1982), mais également entre l'amélioration de la disponibilité de la contraception et la baisse de la fécondité au sein des contextes. Le coefficient de la relation longitudinale est pratiquement identique au coefficient transversal, la différence entre ces deux coefficients étant loin de la significativité. L'effet de cette variable sur la fécondité est toutefois relativement modéré, bien que non négligeable : la fécondité est 5 % plus faible si la contraception est disponible dans un rayon de 15 km. Pour un contexte disposant de trois sources de contraception, la fécondité est d'environ 15 % plus faible. Ces effets disparaissent toutefois lorsque d'autres variables contextuelles sont prises en considération. Nous y reviendrons.

#### **4.4.6 Vers des modèles plus complets**

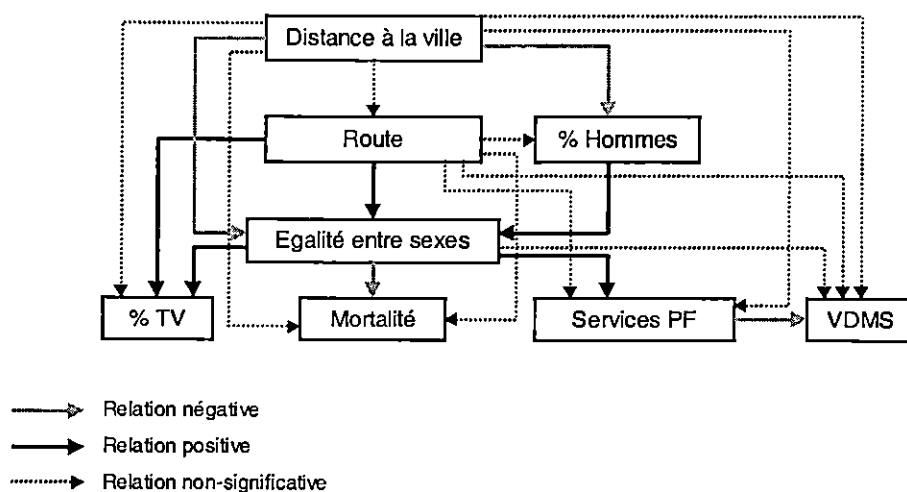
Les cinq modèles testés séparément font ressortir plusieurs facteurs qui sont associés à la fécondité, au niveau individuel comme au niveau contextuel. Au niveau individuel et ménage, on relève par ordre d'importance l'instruction de la femme, la mortalité des enfants et la communication entre époux. Au niveau contextuel, le degré d'égalité entre sexes, l'alphabétisation des femmes, la mortalité, l'importance de la télévision, la disponibilité de la contraception et la distance à la ville sont toutes significatives. Ces modèles sont toutefois partiels, les influences de la plupart des autres facteurs n'étant pas

contrôlées. Nous abordons donc ci-dessous une série de modèles plus complets, en commençant par un modèle incluant uniquement les variables contextuelles<sup>64</sup>. Dans un deuxième temps, nous prenons en compte les variables individuelles et de ménage.

### Modèle contextuel

Compte tenu de la forte corrélation entre certaines variables contextuelles, nous avons opéré quelques choix relatifs aux variables prises en compte et à l'ordre d'introduction des variables dans les modèles. Le premier concerne le choix entre la variable d'égalité entre sexes et l'alphabétisation des femmes. Ces deux variables sont très fortement corrélées ( $r=0,95$ ), et leur prise en compte simultanée dans un même modèle pose clairement un problème de multicollinéarité. Nos tests exploratoires (non repris) indiquent que lorsque les deux variables sont prises en compte simultanément, la variable d'égalité est toujours significative et de signe attendu, alors que l'alphabétisation est généralement non-significative et de signe contraire. Les modèles ne retenant que l'une des deux variables indiquent également que le degré de significativité de la variable d'égalité est toujours plus élevé que celui de la variable d'alphabétisation. Nous retenons donc uniquement la variable d'égalité, sachant toutefois qu'elle est fortement corrélée à l'alphabétisation des femmes.

Figure 4-17 : Structure causale simplifiée entre variables contextuelles.



Le deuxième choix concerne l'ordre d'introduction des variables dans le modèle contextuel, qui est basé sur le principe suivant : nous avons dans un premier temps établi un schéma causal reliant les variables contextuelles entre elles (Figure 4-17). Nous avons ensuite, par régressions linéaires, mesuré les relations entre ces variables. Les lignes en trait continu indiquent des relations significatives (au seuil de 10 %), celles en pointillés des relations non-significatives. Les lignes noires correspondent à des coefficients de signe positif, les lignes grises à des signes négatifs. La fécondité, qui est le comportement à expliquer, n'est pas reprise sur ce schéma.

<sup>64</sup> A l'exception de la durée de mariage et de son interaction avec la cohorte de mariage qui sont également prises en compte.



Selon cette structure, la distance à la ville a une influence directe sur l'égalité entre sexes et une influence indirecte par l'intermédiaire de la proportion d'hommes. L'égalité entre sexes est aussi influencée par l'existence d'une route (qui peut favoriser les contacts avec l'extérieur, l'accès à l'instruction, etc...). La proportion de femmes regardant la TV dépend dans ce modèle de l'égalité entre sexes et de la présence d'une route. La mortalité est influencée par l'égalité entre sexes mais pas par la distance à la ville ni la présence d'une route. Les services de planification familiale dans les structures fixes sont davantage présents dans les contextes à faibles inégalités, mais ne sont pas liés à la distance ou à la présence d'une route. L'existence de visites à domicile, par contre, ne dépend directement d'aucune variable à part le fait qu'il n'y ait pas de services de planification familiale dans les structures fixes. Ceci indique que les services de VDMS ont été introduits dans les zones à faible couverture en services de planification familiale. Toutes ces variables peuvent influencer la fécondité de manière directe ou indirecte.

Bien que la discussion des relations entre variables contextuelles elles-mêmes mériterait davantage de place que celle que nous lui accordons, l'objectif de cette brève analyse est ici essentiellement de déterminer l'ordre d'introduction des variables explicatives. Nous commençons par tester l'influence des variables les plus lointaines dans la structure causale, et introduisons pas à pas les variables intermédiaires. Cette manière de procéder permet de mesurer dans un premier temps "l'effet causal" des variables, c'est-à-dire leur effet estimé en contrôlant les variables antérieures dans la structure causale (variables de confusion) sans contrôler les variables intermédiaires (Davis, 1985). Le contrôle des variables intermédiaires permet ensuite de distinguer l'effet direct et l'effet indirect de la variable sur le comportement. Cette manière de procéder, même si elle est relativement grossière, permet donc dans une certaine mesure de distinguer les "chemins" à travers lesquels les influences contextuelles opèrent.

Les modèles sont donc construits pas à pas en nous basant sur le schéma causal (modèles B.1 à B.4, Tableau 4-10). Les premières variables à prendre en compte sont celles qui ne sont influencées par aucune autre variable : la distance à la ville et l'existence d'une route (modèle B.1). Est ensuite introduite la seule variable influencée uniquement par des variables déjà dans le modèle, c'est-à-dire la proportion d'hommes (modèle B.2). Le même critère est ensuite appliqué, et l'égalité entre sexes est introduite dans une troisième étape (modèle B.3). Dans une quatrième étape (modèle B.4), la proportion de femmes regardant la TV, la mortalité et les services de planification familiale sont introduits simultanément. Les visites à domicile sont également prises en compte dans ce modèle.

Le premier modèle inclut donc deux variables contextuelles : l'existence d'une route et la distance à la ville (Tableau 4-10, modèle B.1). La distance à la ville est largement significative, indiquant un effet de la ville sur le contrôle de la fécondité. L'existence d'une route goudronnée a également un effet (plus légèrement) significatif. Par rapport au modèle A.4 (Tableau 4-9, page 145), on notera que le coefficient de la route goudronnée est significatif alors qu'il ne l'était pas. Ceci indiquerait donc que l'existence

d'une route a un effet indirect sur la fécondité. Le deuxième modèle (B.2) inclut la proportion d'hommes dans le contexte et ne modifie que très peu les résultats. Le coefficient de la distance à la ville augmente légèrement, ce qui traduit le fait que la proportion d'hommes est plus faible dans les contextes isolés, et qu'une faible proportion d'hommes est associée à une plus faible fécondité. La proportion de variance contextuelle expliquée par le modèle augmente légèrement, passant de 15 à 22 %.

Tableau 4-10 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences contextuelles et individuelles sur la fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991.

Variables	Modèle B.1	Modèle B.2	Modèle B.3	Modèle B.4	Modèle C.1	Modèle C.2
Constante	0,0062	-0,0063	-0,0042	-0,0011	0,0020	0,0058
Durée de mariage (aléatoire)	-0,0359***	-0,0985***	-0,1230***	-0,1249***	-0,1292***	-0,1369***
Année de mariage	-0,0012***	-0,0011***	-0,0011***	-0,0010***	-0,0008***	-0,0009***
<b>Individu - ménage</b>						
Niveau de vie	-	-	-	-	-0,0058**	-0,0068***
Instruction femme	-	-	-	-	-0,0064***	-0,0065***
Mari agriculteur	-	-	-	-	0,0009	-
Regarde TV	-	-	-	-	-0,0000	-
Communication époux	-	-	-	-	-0,0055**	-0,0054**
Egalité époux	-	-	-	-	-0,0013	-
Expérience mortalité	-	-	-	-	0,0073***	0,0073***
Décès récent (1)	-	-	-	-	0,1779***	0,1803***
Travail femme	-	-	-	-	0,0027	-
<b>Variables contextuelles</b>						
Distance centre urbain	0,0116***	0,0127***	0,0055**	0,0056**	0,0044*	-
Route	-0,0052**	-0,0046**	-0,0007	0,0004	0,0012	-
Proportion d'hommes	-	0,1241***	0,1966***	0,1810***	0,1874***	0,2057***
Egalité entre sexes	-	-	-0,0619***	-0,0318***	-0,0252**	-0,0350***
Mortalité	-	-	-	0,0611**	0,0438*	0,0436*
% de femmes regardant la TV	-	-	-	-0,0175***	-0,0034	-
Contraception 1982	-	-	-	-0,0012	-0,0018	-
Contraception (changement)	-	-	-	-0,0022	-0,0018	-
VDMS				0,0005	0,0003	-
$\sigma^2_{u1}$ (*1000)	0,1160***	0,1067***	0,0561***	0,0442***	0,0376***	0,0433***
Réd. Variance contextuelle	14,8 %	21,6 %	58,8 %	67,5 %	72,4 %	68,2 %
Déviance	22779,0	22776,2	22755,2	22745,9	22704,4	22707,8
Nombre de paramètres	6	7	8	13	22	12
*** : p<0,01 ** : p<0,05 * : p<0,1 + : p<0,2 (tests bilatéraux, sauf pour les variances contextuelles)						
(1) Toutes les variables sont en interaction avec la durée de mariage, à l'exception du décès récent. Le coefficient de la durée de mariage est aléatoire entre contextes.						

La prise en compte de l'égalité entre sexes, dans le troisième modèle (modèle B.3), modifie par contre sensiblement les coefficients. L'effet de cette variable (égalité) est très fortement significatif indiquant que les femmes dans les contextes plus égalitaires ont une fécondité sensiblement plus faible. La part de la variance contextuelle expli-

quée par ce modèle est également nettement plus élevée, atteignant près de 60 %. La relation avec la proportion d'hommes augmente aussi fortement, résultant de la forte corrélation entre ces deux variables. A l'inverse, le coefficient de la distance à la ville est réduit de moitié et l'effet de l'existence d'une route est complètement annulé. En d'autres mots, en suivant le schéma causal proposé (Figure 4-17), la moitié de l'effet de la distance à la ville serait indirect, passant par les plus grandes inégalités entre hommes et femmes dans les contextes plus isolés. La totalité de l'effet des routes passerait par cette même variable.

Dans le quatrième modèle (B.4), deux nouvelles variables sont significatives : la mortalité des enfants et la proportion de femmes regardant la télévision. Le degré d'égalité entre sexes est réduit de moitié, indiquant que la moitié de son effet sur la fécondité est médiatisé par les nouvelles variables de ce modèle, en particulier par la mortalité des enfants. Aucune des trois variables de disponibilité de la contraception n'est significative dans ce modèle, alors que les deux variables relatives à la disponibilité de la contraception dans les structures fixes l'étaient fortement dans le modèle partiel (modèle A.5, Tableau 4-9, page 145). Le fait de contrôler des variables telles que l'égalité entre sexe réduit donc très fortement la relation en transversal comme en longitudinal. En d'autres termes, l'essentiel de la relation entre fécondité et disponibilité de la contraception reflète selon ce modèle le fait que la contraception est davantage disponible dans les contextes plus égalitaires. Les services de visite à domicile, déjà non-significatifs dans les modèles précédents, ne le sont pas ici non plus.

Ce dernier modèle (B.4) met donc en évidence le rôle de cinq variables contextuelles : la mortalité infanto-juvénile, l'égalité entre sexes, la distance à la ville, la proportion de femmes regardant la télévision et la proportion d'hommes dans le contexte. Dans des modèles intermédiaires, la présence d'une route a également un effet mais qui, selon notre approche, serait en totalité indirect.

### **Modèles d'effets contextuels et individuels**

Dans cette section, nous complétons ces modèles en intégrant des variables individuelles et de ménage. Comme nous l'avons discuté dans le deuxième chapitre, certaines variables individuelles peuvent être des variables de confusion, alors que d'autres peuvent être des variables intermédiaires. Les approches adoptées dans les analyses contextuelles ne sont généralement pas très nuancées à ce sujet : certains auteurs considèrent toutes les variables individuelles comme des variables de confusion, d'autres au contraire considèrent que toutes les variables individuelles sont des variables intermédiaires. Pour beaucoup de variables, il est en fait difficile de trancher. Par exemple, on peut considérer que le niveau de vie est influencé (notamment) par la distance à la ville et qu'il influence la fécondité. Le niveau de vie est donc une variable intermédiaire pour la relation entre la distance à la ville et la fécondité. Le niveau de vie peut par contre être une variable de confusion pour l'effet des services de planification familiale sur la fécondité, si ces derniers sont introduits de manière préférentielle dans les contextes où la demande de contraception est élevée et que celle-ci est influencée par le niveau de vie.

Nous ne développerons pas ici de structure causale, et nous adoptons une approche plus simple qui consiste à inclure l'ensemble des variables individuelles en bloc et à interpréter ensuite les changements des effets des variables contextuelles<sup>65</sup>. Les résultats sont repris dans la cinquième colonne du Tableau 4-10 (modèle C.1).

Cinq des neuf variables individuelles sont assez fortement significatives : les deux variables de mortalité, l'instruction, le niveau de vie du ménage et la communication entre époux. La profession du mari est par contre loin de la significativité, de même que les trois autres variables (TV, égalité, travail) qui ne l'étaient pas dans les modèles précédents. Parmi les cinq variables individuelles retenues, quatre ont déjà été discutées dans les sections précédentes (les deux variables de mortalité, l'instruction et la communication entre époux). Leurs coefficients sont très significatifs et stables par rapport aux modèles partiels, et leur interprétation (en termes d'impact sur la fécondité) reste essentiellement la même. Le niveau de vie apparaît aussi très significatif. Son effet correspond à une réduction de fécondité d'environ 5 % pour les ménages à niveau de vie élevé par rapport aux ménages à faible niveau de vie, toutes choses égales par ailleurs. A notre surprise, le fait que l'homme soit agriculteur n'est par contre pas associé à la fécondité.

Par ailleurs, les coefficients de la plupart des variables contextuelles sont sensiblement modifiés. La modification la plus importante concerne la proportion de femmes regardant la TV, dont le coefficient est divisé par cinq et devient très loin de la significativité. Notre interprétation est que l'influence de cette variable dans le modèle contextuel est fallacieuse, et qu'elle provient de sa corrélation avec le niveau de vie, fortement associé à la fécondité. Le fait que l'effet de la TV au niveau individuel ne soit pas significatif va dans le sens de cette interprétation. La distance au centre urbain voit également son effet sensiblement réduit, qui devient non-significatif. Ceci indique que l'effet direct de cette variable est faible, et donc que son interprétation en termes de diffusion n'est probablement pas justifiée. Par contre, on peut raisonnablement affirmer que la distance à la ville a des effets indirects sur la fécondité, par l'intermédiaire de variables contextuelles mais aussi individuelles (niveau de vie, instruction,...). Le coefficient de l'égalité entre sexes est réduit d'environ 20 % mais reste significatif. Une partie de l'effet de cette variable est médiatisée par l'instruction et la communication entre époux, mais elle conserve un effet direct très net. Enfin, l'effet de la mortalité est aussi fortement réduit (30 %), ce qui s'explique par la prise en compte des effets de la mortalité au niveau individuel. L'effet contextuel de la mortalité reste néanmoins significatif, indiquant qu'elle a une influence au-delà de l'effet individuel. En bref, ces résultats indiquent que *la prise en compte des variables individuelles peut voir un effet très net sur les coefficients de régression des variables contextuelles*. Pour simplifier le modèle, nous avons éliminé les variables non-significatives (modèle C.2). Seul l'effet des inégalités entre sexes change de manière relativement importante et redevient très largement significatif, ce qui s'explique par l'élimination de la distance à la ville.

<sup>65</sup> Des analyses préliminaires indiquent toutefois que les interprétations des effets des variables individuelles sont très peu sensibles à leur ordre d'introduction dans les modèles.

Par rapport au modèle contextuel (modèle B.3), deux des cinq variables contextuelles significatives ne sont donc pas retenues : la distance au centre urbain et la proportion de femmes regardant la TV. Les trois variables de diffusion (avec l'existence d'un route) ne sont donc pas significatives. Ces indicateurs sont relativement grossiers et l'absence d'effet significatif de ces variables n'exclut bien sûr pas tout effet de diffusion. Il est possible par exemple que l'effet de la proportion d'hommes représente en partie l'influence de processus de diffusion par l'intermédiaire de migrants. Mortalité et égalité entre sexes restent assez fortement associées à la fécondité après le contrôle des variables individuelles. L'accès à la contraception reste largement non-significatif. Nous revenons ultérieurement sur l'interprétation des résultats.

### **Hétérogénéité des effets de variables individuelles**

L'un des intérêts d'une analyse multi-niveaux est de permettre de tester l'hétérogénéité de l'effet de variables explicatives individuelles entre contextes (Duncan et al., 1998 ; Smith, 1989). Parmi les variables dont l'effet est susceptible de varier entre contextes, l'instruction des femmes est certainement celle qui a reçu le plus d'attention. Il est par exemple clair que l'effet de l'instruction sur la fécondité varie entre pays (Jejeebhoy, 1998), et plusieurs travaux se sont également intéressés à l'hétérogénéité de l'effet de l'instruction au niveau local (Kravdal, 2000 ; Tienda et al., 1985), avec des résultats cependant mitigés.

En repartant des résultats du modèle C.2, nous testons ici dans un premier temps l'hétérogénéité de l'effet de l'instruction entre contextes. Cela consiste à considérer que le coefficient de l'instruction est aléatoire. Les résultats sont repris dans la première colonne du tableau ci-dessous (modèle D.1). La variance contextuelle du coefficient de l'instruction est très loin de la significativité, indiquant que l'effet de l'instruction ne diffère pas entre contextes. Ce résultat est toutefois influencé par le faible nombre de femmes instruites, ce qui rend difficile le fait de détecter l'hétérogénéité de l'effet de l'instruction.

Le deuxième modèle (Tableau 4-11, modèle D.1) teste si l'effet de l'instruction varie en fonction du degré d'égalité entre sexes. Bien que le modèle précédent indique qu'il n'y a pas d'hétérogénéité dans l'effet de l'instruction sur la fécondité, le fait de tester une hypothèse plus spécifique donne davantage de puissance au test statistique. En ce sens, "il n'y a pas de contradiction à s'intéresser à une interaction spécifique entre variables individuelles et contextuelles, même si aucun effet aléatoire n'est mis en évidence" (Snijders et Bosker, 1999, p. 75). L'hypothèse testée ici est que l'effet de l'instruction est plus élevé dans les contextes plus égalitaires que dans les contextes inégalitaires. Il s'agit d'une hypothèse suggérée par Jejeebhoy (1998) dans sa synthèse de littérature sur les relations entre instruction de la femme et la fécondité. L'idée essentielle est que, dans les contextes inégalitaires, l'instruction doit dépasser un seuil plus élevé avant que la femme "n'ait un mot à dire dans les décisions importantes" (Jejeebhoy, 1998, p. 45), notamment en matière de fécondité. Le coefficient de l'interaction est bien négatif, indiquant que plus le contexte est égalitaire, plus l'effet de l'instruction sur la fécondité est élevé. Le coefficient est toutefois très loin de la significativité, et ce modèle indique

donc en définitive que *l'effet de l'instruction ne varie pas de manière significative en fonction du degré d'égalité entre hommes et femmes dans le contexte.*

Tableau 4-11 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences contextuelles, individuelles et de l'hétérogénéité entre contextes de l'effet de l'instruction sur la fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991.

Variables	Modèle D.1	Modèle D.2
Constante	0,0058	-0,0054
Durée de mariage	-0,1370***	-0,1369***
Année de mariage	-0,0009***	-0,0009***
<b>Individu - ménage</b>		
Exp. indiv. Mortalité	0,0073***	0,0072***
Décès année précédente (1)	0,1804***	0,1803***
Instruction femme	-0,0064*** <sup>(§)</sup>	-0,0018
Niveau de vie ménage	-0,0068***	-0,0068***
Communication époux	-0,0054**	-0,0055**
<b>Contexte</b>		
Egalité entre sexes	-0,0350***	-0,0339***
Proportion d'hommes	0,2057***	0,2052***
Mortalité contextuelle	0,0438*	0,0444*
<b>Interactions</b>		
Instruction * inégalités	-	-0,0152
$\sigma^2_{u1}$ (*1000) Durée de mariage	0,0432***	0,0437***
$\sigma_{u12}$ (*1000) Durée mariage * instr.	-0,0011	-
$\sigma^2_{u2}$ (*1000) Instruction	0,0000	-
Déviance	22707,8	22707,2
Nombre de paramètres	14	13
*** : p<0,01 ** : p<0,05 * : p<0,1 + : p<0,2 (tests bilatéraux, sauf pour les variances contextuelles) ; <sup>(§)</sup> coefficient aléatoire au niveau contextuel ; Toutes les variables sont en interaction avec la durée de mariage, à l'exception de (1).		

Plusieurs autres interactions entre variables individuelles et contextuelles ont été testées. Les résultats, qui ne sont pas repris ici, indiquent qu'aucune n'est significative. Par exemple, l'interaction entre le niveau de vie du ménage et la mortalité contextuelle de même que l'interaction entre le niveau de vie et l'égalité entre sexes sont loin de la significativité. Seule l'interaction entre l'instruction et le niveau de mortalité est un peu plus proche de la significativité, indiquant que l'effet de l'instruction sur la fécondité est plus important dans les contextes à faible mortalité, et moins marqué dans les contextes à forte mortalité. *Au bout du compte, on ne peut ici affirmer que les effets des variables individuelles varient en fonction du contexte.*

#### 4.4.7 Synthèse des résultats

L'utilisation d'un modèle multi-niveaux a mis en évidence une importante hétérogénéité contextuelle du degré de contrôle de la fécondité légitime. La plupart des modèles testés rendent compte d'une part importante de cette hétérogénéité (plus de 40 %) et le

modèle final (modèle C.2, Tableau 4-10, page 149) explique 68 % de la variance contextuelle du paramètre de contrôle. Le tableau ci-dessous reprend les variances contextuelles et les réductions proportionnelles de variance de trois modèles : le premier est le modèle final (C.2) et les deux autres sont des "sous-modèles" dans lesquels ne sont retenues que les variables individuelles ou contextuelles du modèle C.2. La proportion de variance expliquée par ces deux modèles montre d'une part que les variables contextuelles à elles seules expliquent 59 % de la variance, mais également que les variables individuelles en expliquent 45 %. La somme des réductions de variance par les variables individuelles et par les variables contextuelles n'est bien sûr pas égale à la réduction de variance pour le modèle comprenant l'ensemble des variables, compte tenu de la forte corrélation entre variables individuelles et contextuelles.

Tableau 4-12 : Variance contextuelle expliquée par les variables individuelles, les variables contextuelles et l'ensemble des variables du modèle C.2.

	Variables du modèle C.2 prises en compte		
	Ensemble des variables	Variables contextuelles	Variables individuelles
Variance contextuelle (*1000)	0,0433	0,0556	0,0746
Réduction de var. contextuelle	68,2 %	59,1 %	45,2 %

Les variables contextuelles ont donc un pouvoir explicatif légèrement plus important que les variables individuelles sur l'hétérogénéité contextuelle de la fécondité. Ces comparaisons montrent néanmoins qu'*une part relativement importante de cette hétérogénéité peut s'interpréter comme le résultat de distributions différentes de variables individuelles et de ménage (niveau de vie, instruction,...) entre contextes.*

**Trois facteurs contextuels** sont fortement significatifs et assez stables d'un modèle à l'autre (dans le degré de significativité, même si les coefficients varient) : la proportion d'hommes dans le contexte, les inégalités sexuelles et, dans une moindre mesure, la mortalité des enfants. Leur impact sur la fécondité est respectivement de 10,8 %, 9,0 % et 4,6 % (Tableau 4-13 et Figure 4-18).

L'effet de l'absence d'hommes sur la fécondité est de l'ordre de 10 %. Il s'agit de la variable contextuelle dont l'effet est le plus important. Cette variable semble en fait traduire essentiellement l'effet de la séparation des époux sur la fécondité comme nous le verrons dans le chapitre sur la pratique contraceptive, bien qu'a priori on puisse interpréter une partie de son effet comme le résultat de diffusion de modèles alternatifs par l'intermédiaire de migrants.

L'influence des inégalités sexuelles est relativement importante, indiquant que les femmes vivant dans des contextes inégalitaires ont une fécondité significativement plus élevée de l'ordre de 10 %. Les interprétations possibles sont variées. Le rôle de la fécondité comme source de statut et de sécurité pour la femme serait plus important dans les contextes inégalitaires et les coûts d'accès à la contraception plus élevés, des interprétations compatibles avec nos résultats. Une partie de cette influence peut être liée à la proportion plus importante de femmes instruites dans les contextes plus égalitaires,

qui peut influencer la fécondité par diffusion. Notons enfin que deux variables individuelles ou de ménage (instruction et communication entre époux) sont prises en compte, indiquant que l'égalité entre sexes au niveau contextuel a un effet au-delà de l'effet qu'il peut avoir par l'intermédiaire de ces deux variables. Enfin, une partie de l'effet de cette variable serait indirecte, passant notamment par la mortalité des enfants.

Tableau 4-13 : Impact en termes de réduction ou d'augmentation proportionnelle de fécondité après 10 ans de mariage des variables explicatives de différents modèles multi-niveaux des influences contextuelles et individuelles sur la fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991.

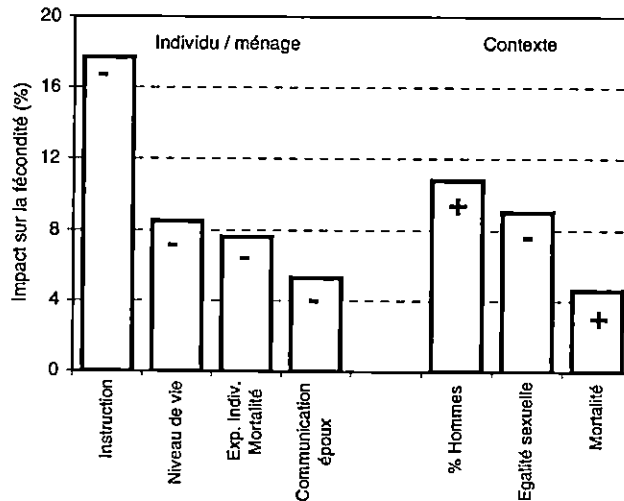
Variables	$x_a$	$x_b$	Modèle A.1 à A.5 §	Modèle B.4	Modèle C.2
<b>Individu - ménage</b>					
Exp. individuelle de mortalité	0	1	A.1 +8,2 % <sup>***</sup>	-	+7,6 % <sup>***</sup>
Décès année précédente (1)	0	1	A.1 [+19,6 %] <sup>***</sup>	-	[+19,8 %] <sup>***</sup>
Instruction femme	0	3	A.2 -19,2 % <sup>***</sup>	-	-17,7 % <sup>***</sup>
Egalité époux	0	1	A.3 +2,3 %	-	-
Travail femme	0	1	A.3 +4,2 % <sup>*</sup>	-	-
Communication époux	0	1	A.3 -5,7 % <sup>***</sup>	-	-5,3 % <sup>**</sup>
Regarde TV	0	1	A.4 -2,8 %	-	-
Niveau de vie	-0,795	0,519	- -	-	-8,5 % <sup>***</sup>
<b>Contexte</b>					
Mortalité	0,103	0,207	A.1 +11,9 % <sup>***</sup>	+6,6 % <sup>**</sup>	+4,6 % <sup>*</sup>
Alphabétisation	0	0,13	A.2 -11,9 % <sup>***</sup>	-	-
Egalité entre sexes	0,032	0,3	A.3 -14,0 % <sup>***</sup>	-8,2 % <sup>**</sup>	-9,0 % <sup>***</sup>
% de femmes regardant la TV	0	0,4	A.4 -11,3 % <sup>***</sup>	-6,8 % <sup>***</sup>	-
Distance centre urbain	0,06	0,78	A.4 +8,0 % <sup>***</sup>	+4,1 % <sup>**</sup>	-
Route goudronnée	0	1	A.4 -1,4 %	0,4 %	-
Contraception 1982	0	1,28	A.5 -7,5 % <sup>***</sup>	-1,5 %	-
Contraception (changement)	0	0,854	A.5 -4,7 % <sup>***</sup>	-1,9 %	-
VDMS	0	1	A.5 +1,3 %	0,5 %	-
Proportion d'hommes	0,468	0,518	- -	+9,5 % <sup>***</sup>	+10,8 % <sup>***</sup>
<sup>***</sup> : p<0,01 <sup>**</sup> : p<0,05 <sup>*</sup> : p<0,1 <sup>†</sup> : p<0,2 (tests bilatéraux) (1) Pour le décès dans l'année précédente, il s'agit de l'effet proportionnel pour toutes durées de mariage (entre crochets). Pour toutes les autres variables, la valeur en pourcentage est l'effet proportionnel de la variable explicative sur la fécondité pour une durée de mariage de 10 ans (voir page 121). $x_a$ et $x_b$ sont les valeurs des bornes inférieure et supérieure utilisées dans le calcul de l'effet proportionnel de chaque variable. § : La colonne de gauche indique le modèle correspondant à la valeur reprise.					

L'effet de la mortalité au niveau contextuel peut refléter l'influence de la mortalité sur la demande d'enfants par l'effet d'assurance ; une autre interprétation possible est que les normes pour une fécondité élevée sont plus "tenaces" dans les contextes à forte mortalité ou encore qu'un environnement à forte mortalité s'accompagne d'attitudes fatalistes, limitant la capacité à contrôler la fécondité. Il est également possible que l'effet de la mortalité englobe un ensemble de variables non-observées liées à la fécondité et à la mortalité. Compte tenu du fait que nous avons contrôlé diverses variables explicatives, ce résultat nous semble suffisamment robuste pour considérer qu'il y a bien un effet de la mortalité sur la fécondité au niveau du contexte local, en plus de ses effets au niveau individuel. Le fait que cette relation traduise en partie un effet inverse, à savoir l'in-



fluence de la fécondité sur la mortalité au niveau contextuel, n'est toutefois pas totalement exclu.

Figure 4-18 : Impact en termes de réduction ou d'augmentation proportionnelle de fécondité après 10 ans de mariage des variables individuelles et contextuelles du modèle C.2, Maroc rural, 1982-1991.



Parmi les variables non-significatives, les plus marquantes et étonnantes sont certainement celles relatives à la disponibilité de la contraception. Si une relation significative est mise en évidence entre la disponibilité de la contraception dans les formations sanitaires et la fécondité quand aucune autre variable n'est contrôlée, elle est fortement réduite (et devient non-significative) dans les modèles incluant les autres variables individuelles et contextuelles. Il semble donc bien que *la disponibilité de la contraception au niveau du contexte local n'ait pas d'influence majeure sur la fécondité*. Parmi les autres variables contextuelles non-significatives, on notera la distance à la ville, l'importance de la télévision au niveau contextuel et la présence d'une route, trois indicateurs d'influences potentielles de phénomènes de diffusion sur la fécondité. Deux d'entre elles (distance à la ville et routes) auraient toutefois des effets indirects, passant par les inégalités entre sexes et la mortalité des enfants.

**Cinq déterminants individuels et de ménage** ressortent aussi clairement de ces modèles : l'instruction des femmes, le niveau de vie, la communication entre époux et deux variables de mortalité (Figure 4-18, Tableau 4-13). L'instruction des femmes a une influence très importante sur la fécondité en terme de différentiels, mais elle n'explique que très peu l'hétérogénéité de la fécondité entre contextes. Le niveau de vie du ménage est également fortement significatif, indiquant que les femmes à faible niveau de vie ont une fécondité plus élevée. Les interprétations possibles sont multiples : une demande d'enfants comme main-d'œuvre plus élevée parmi les femmes pauvres<sup>66</sup>, une connaissance de la contraception moins importante, la nécessité d'enfants comme source de sécurité... Les deux variables individuelles de mortalité sont également for-

<sup>66</sup> Le fait que le mari soit agriculteur indépendant n'est pas significatif, ce qui semble en contradiction avec cette explication.

tement significatives, indiquant que l'expérience individuelle de mortalité tend à réduire le contrôle de la fécondité et à favoriser le remplacement d'enfants. Enfin une dernière variable au niveau du ménage, la communication entre époux, est également associée à une plus faible fécondité. Nous l'avons souligné, il est cependant difficile d'interpréter cette relation de manière causale, cette variable étant probablement "partiellement une cause et partiellement une conséquence du contrôle de la fécondité" (Beckman, 1983, p. 422). Plusieurs variables au niveau individuel et ménage sont non-significatives : l'égalité en termes d'instruction, le travail de la femme, le fait de regarder la TV.

Notons enfin que, parmi toutes les interactions testées, aucune ne s'est révélée significative. Les signes correspondent généralement aux attentes, mais les résultats de ces modèles ne permettent pas d'affirmer que les effets de variables individuelles sur la fécondité varient entre contextes ou sont conditionnés par des variables contextuelles.

## 4.5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons d'abord proposé un modèle multi-niveaux pour l'étude des déterminants de la fécondité légitime, et nous avons ensuite examiné les déterminants contextuels et individuels de la fécondité au Maroc rural au cours des années 1980.

L'adaptation du modèle de fécondité légitime de Rodriguez-Cleland constitue l'apport méthodologique principal de ce chapitre. Nous l'avons "étendu" en un modèle multi-niveaux, qui peut être estimé par régression de Poisson multi-niveaux. L'intérêt est de permettre de modéliser l'hétérogénéité contextuelle de la fécondité de manière simple et facilement interprétable en terme de contrôle et d'espacement de la fécondité. Une deuxième adaptation proposée concerne l'organisation des données sous forme de personnes-périodes, qui permet entre autres d'inclure des variables explicatives qui changent au cours du temps. L'intérêt est par exemple d'inclure des variables d'expérience de mortalité au niveau individuel ou de tenir compte des changements dans l'environnement des individus, notamment en matière d'accès à la contraception.

Les résultats des analyses indiquent premièrement une forte hétérogénéité contextuelle de la fécondité légitime au Maroc rural dans les années 1980. Le modèle montre qu'elle traduit l'hétérogénéité du contrôle de la fécondité en fonction de la durée de mariage, et non pas l'hétérogénéité contextuelle de l'espacement. Il s'agit d'un phénomène classique en période de transition : certains contextes sont en avance sur d'autres dans leur transition vers une basse de fécondité, d'autres n'ont pas encore entamé la baisse de la fécondité. Un apport de l'approche multi-niveaux est de mettre en évidence cette hétérogénéité au niveau local. Quels sont les facteurs permettant de l'expliquer ?

Au niveau contextuel, le degré d'égalité entre hommes et femmes est l'un des facteurs explicatifs les plus importants, qui peut notamment influencer la fécondité par l'importance des enfants comme sources de sécurité et de statut, par l'intermédiaire de l'instruction contextuelle,... Quels qu'en soient les mécanismes exacts, difficiles à préciser de toute façon dans une approche quantitative, il semble bien que cette variable qui caractérise l'environnement social local ait une influence importante sur la fécondité, au-delà des influences que peuvent avoir des variables individuelles comme l'instruc-

tion ou la communication entre époux. La mortalité est également associée à la fécondité au niveau contextuel. De nouveau, les mécanismes d'influence peuvent être multiples, mais le fait que l'effet persiste avec le contrôle de la mortalité au niveau individuel indiquerait que le contexte local a une importance dans les comportements de fécondité en influençant par exemple les perceptions que les femmes ont des risques de décès de leurs enfants et les normes relatives à certains comportements. La proportion d'hommes, bien que mesurée au niveau contextuel, contrôle l'effet de la séparation des époux, une variable individuelle non-observée. Elle montre l'intérêt que peut avoir une variable contextuelle comme contrôle d'une variable individuelle non-observée. Les effets de l'égalité entre sexes et de la mortalité, sans le contrôle de cette variable, seraient fortement sous-estimés. Les différentes variables liées à des effets de diffusion (médias, distance à la ville et route) ne ressortent pas lorsque les autres variables sont contrôlées. En d'autres mots, même si certaines peuvent avoir des influences indirectes, la fécondité semble peu affectée par la diffusion de valeurs ou d'informations par la télévision, et la fréquence des contacts avec l'extérieur que favoriseraient la distance à la ville et l'existence de routes. Enfin, élément important, la disponibilité de la contraception n'a pas non plus d'effet perceptible sur la fécondité lorsque les autres déterminants contextuels sont contrôlés.

Au niveau individuel, on l'a souligné, l'instruction des femmes, la communication entre époux et la mortalité des enfants ont des effets très nets sur la fécondité. Intéressant aussi, le niveau de vie des ménages est très clairement lié à la fécondité quand ces variables sont contrôlées. Le niveau de vie, dont la distribution varie fortement entre contextes, est la principale variable individuelle permettant de rendre compte de l'hétérogénéité contextuelle. De nouveaux, il est difficile dans une approche quantitative de déterminer les mécanismes sous-jacents des influences de ces variables, mais notons que des variables économiques (niveau de vie), "sociales" (instruction, communication) et sanitaires (mortalité) jouent sur la fécondité.

Les analyses réalisées dans ce chapitre étaient transversales, s'intéressant à la fécondité au cours d'une période de dix ans. Dans le chapitre suivant, nous poursuivons l'analyse des déterminants de la fécondité légitime au Maroc rural dans une optique longitudinale. Nous y proposons un essai d'analyse multi-niveaux des changements de fécondité au cours de la période 1972-1991.

## Chapitre 5 - Un essai d'analyse multi-niveaux des changements de fécondité entre 1972 et 1991

---

Dans le chapitre précédent, nous nous sommes intéressé aux déterminants de la fécondité au cours de la période 1982-91, un des objectifs étant d'identifier les facteurs expliquant l'hétérogénéité de la fécondité entre contextes au cours de cette période. Dans ce chapitre, nous abordons la question des changements de fécondité, et en particulier le rôle des variables contextuelles dans l'explication de l'hétérogénéité contextuelle des changements. Nous proposons une adaptation du modèle de Rodriguez-Cleland utilisé dans le chapitre précédent pour une approche longitudinale, et appliquons la méthode à une analyse des changements de fécondité.

L'approche proposée ici est, comme l'indique le titre de ce chapitre, plus un "essai" d'explication qu'une analyse approfondie des déterminants individuels et contextuels des changements de fécondité. Les résultats sont donc limités à plusieurs égards et sont plus illustratifs que définitifs. Cela tient d'une part au manque relatif de données rétrospectives aux niveaux individuel et contextuel. D'autre part, une approche comparable à celle proposée ici n'a, à notre connaissance, jamais été utilisée en démographie, et plusieurs questions soulevées restent sans réponse.

### Intérêts et limites d'une analyse des changements de fécondité

Une analyse des changements a *a priori* plusieurs intérêts. D'un point de vue théorique ou politique, on est souvent plus intéressé par l'explication des changements que par l'explication des différences à un moment donné du temps. Les résultats d'analyses transversales sont d'ailleurs fréquemment interprétés en termes de changements (Menard, 1991 ; Smith, 1989), mais reposent alors sur l'hypothèse selon laquelle les relations transversales sont une bonne estimation de l'effet des changements des variables explicatives sur les changements de fécondité (relations longitudinales), ce qui n'est pas nécessairement le cas.

Firebaugh (1980), cité par Menard (1991), a montré par exemple dans une analyse des changements de fécondité au Punjab (Inde) entre le début des années 1960 et le début des années 1970, que la fécondité était plus élevée dans les districts les plus alphabétisés au début des années 1960, mais qu'au sein de chaque district, l'accroissement de l'alphabétisation entre 1961 et 1971 était associé à une baisse de la fécondité. En d'autres termes, les relations transversale et longitudinale sont de signes opposés, et "produisent des conclusions très différentes sur la relation entre fécondité et alphabétisation" (Menard, 1991, p. 65). Les raisons permettant d'expliquer ces différences entre relations transversale et longitudinale sont diverses. Une raison possible est

que l'effet de la variable explicative sur la fécondité varie au cours du temps. Par exemple, la relation (longitudinale) entre alphabétisation et fécondité serait d'abord positive, et deviendrait négative plus tard. Une autre possibilité est que des variables non-observées expliquent ces différences. Il est par exemple possible que les régions à faible alphabétisation se caractérisent par une forte émigration masculine, conduisant à une plus faible fécondité. Si cette variable (émigration) n'est pas contrôlée, la relation transversale sera biaisée. La relation longitudinale aura par contre plus de chances d'être une estimation correcte de l'effet de l'alphabétisation sur la fécondité<sup>1</sup>. En deux mots, elle permet de contrôler les différences entre régions liées à des facteurs non-observés stables au cours du temps<sup>2</sup>. Un exemple classique déjà discuté à plusieurs reprises où les relations transversales et longitudinales peuvent être fort différentes est celui de la relation entre services de planification familiale et fécondité. Une approche longitudinale permet également *a priori* de mieux tenir compte de la séquence temporelle des événements, de plus facilement intégrer des variables dont les effets varient au cours du temps, de tenir compte de certains délais dans les effets de variables explicatives, etc...

Une telle approche a aussi des limites. L'une des plus sérieuses concerne la disponibilité des données. Si les analyses peuvent *a priori* être plus riches avec une approche longitudinale, les données requises pour qu'elles soient pleinement satisfaisantes sont souvent au-delà de ce que l'on peut espérer trouver dans une enquête démographique classique, la plupart des variables étant mesurées au moment de l'enquête dans les enquêtes de type EDS. C'est particulièrement vrai pour les variables individuelles ; les variables contextuelles rétrospectives peuvent par contre être obtenues dans d'autres sources et pallier dans une certaine mesure au manque de données dans les enquêtes. Un autre "inconvenient" est de complexifier non seulement les méthodes d'analyse, mais surtout les hypothèses qui peuvent être testées. Plus sans doute que dans les approches transversales, de multiples choix doivent être opérés à divers points de vue : les délais avec lesquels les variables ont des effets, la linéarité des effets des variables explicatives, la possibilité d'effets qui varient au cours du temps,... (Blossfeld, 1999). Le type de données disponibles conditionne toutefois souvent ces choix, ce qui d'une part facilite les choses mais conduit d'autre part à certaines frustrations.

Nous présentons dans un premier temps les données sur lesquelles nous travaillons et exposons ensuite la méthode proposée. Nous passons enfin aux analyses explicatives de l'hétérogénéité contextuelle des changements de fécondité.

## 5.1 Données

Les données individuelles proviennent des enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992), qui sont ici *fusionnées en un fichier de données unique* au sein duquel nous avons sélectionné un échantillon aléatoire d'une femme sur deux (cf. point ci-dessous). Le fichier est construit de manière comparable à celui utilisé pour la période 1982-1991 :

<sup>1</sup> En tout cas à court terme et pour la période étudiée.

chaque observation représente une personne-année. Seules les femmes mariées depuis au moins un an et toujours dans leur premier mariage sont reprises, uniquement pour les périodes postérieures à 1971 et passées dans le contexte de résidence au moment de l'enquête. Le fichier comporte 25 622 personnes-années, concernant 2 431 femmes, soit en moyenne environ 10 années par femme.

Seules les variables explicatives pour lesquelles nous disposons d'informations rétrospectives ou qui sont stables au cours du temps sont prises en compte dans les modèles testés ici. Elles concernent au niveau individuel : (1) l'instruction de la femme, (2) l'égalité entre époux, et (3) la mortalité des enfants, et au niveau contextuel (1) la mortalité des enfants, (2) l'égalité entre sexes, (3) la disponibilité de la contraception, et (4) la proportion d'hommes. Les variables individuelles proviennent des enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992), et les variables contextuelles du module communautaire de l'enquête ENPS-II et des recensements de 1971, 1982 et 1994<sup>3</sup>.

### Un mot sur le regroupement des données des deux enquêtes

Le fait de regrouper les données des deux enquêtes réalisées à cinq ans d'intervalle dans un même fichier a plusieurs avantages. *A priori*, cela permet d'augmenter considérablement la taille de l'échantillon, et en particulier d'accroître le nombre d'observations par contexte. En regroupant les deux enquêtes, l'échantillon total serait de plus de 50 000 personnes-années. Malheureusement, pour des raisons techniques nous avons dû limiter la taille de l'échantillon à environ 25 000 personnes-années, en ne conservant qu'une femme sur deux<sup>4</sup>. Cette limite nous a été imposée par le logiciel MIXPREG, qui, avec 50 000 observations, n'acceptait pas plus de 8 variables explicatives. Des tests ont indiqué que la taille d'échantillon maximale pour une quinzaine de variables explicatives était d'environ 25 000 observations<sup>5</sup>. Le fait de regrouper les deux enquêtes a toutefois un second avantage : cela permet d'étendre de cinq ans la période couverte par au moins une enquête (Figure 5-1), ce qui est intéressant pour l'analyse des changements de fécondité abordée ici, qui couvre une période de vingt années.

Le regroupement des enquêtes a aussi plusieurs inconvénients potentiels. L'un d'eux provient du fait que, en regroupant les données, certains groupes d'âges sont sur-représentés à certaines périodes. Ceci peut être illustré par le diagramme de Lexis ci-dessous (Figure 5-1). Les plages en gris clair sont celles pour lesquelles les données proviennent d'une seule enquête, et en gris foncé celles où les données proviennent des

<sup>2</sup> La relation longitudinale peut néanmoins toujours être "contaminée" par des variables non-observées qui varient au cours du temps ou par des effets de variables stables qui varient au cours du temps.

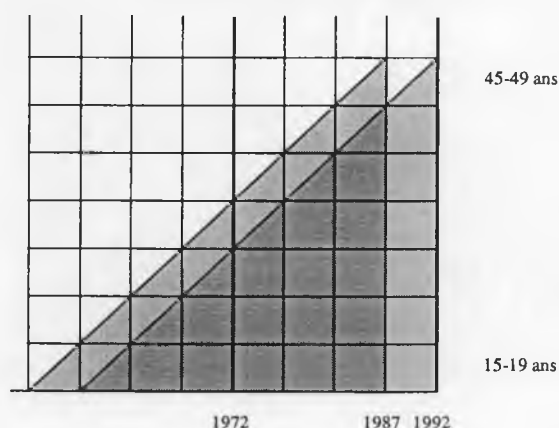
<sup>3</sup> Les valeurs des variables contextuelles extraites des recensements ont été calculées par interpolation linéaire pour chaque année entre les recensements.

<sup>4</sup> Un tirage aléatoire systématique a été effectué au sein de chaque fichier d'enquête (1987 et 1992).

<sup>5</sup> Cette limite est liée au logiciel et non à la capacité de l'ordinateur (Hedeker, communication personnelle), ce qui ne nous a pas permis de contourner cet obstacle autrement qu'en limitant la taille d'échantillon. Une autre approche envisagée était de travailler avec le logiciel MLWin. Compte tenu du fait que l'essentiel de nos analyses avait été réalisé avec MIXPREG, et que ce logiciel est plus fiable que MLwin pour les modèles testés ici (Snijders et Bosker, 1999), nous avons préféré poursuivre avec ce logiciel. À l'heure où nous finissons de rédiger cette thèse, une version test de MIXPREG permettant d'inclure davantage d'observations est sur le point d'être disponible.

deux enquêtes. Les plages en gris foncé, correspondant aux femmes qui avaient moins de 45 ans à la fin 1986, seront donc sur-représentées.

Figure 5-1 : Représentation sur diagramme de Lexis des périodes et groupes d'âges couverts par les enquêtes ENPS-I et ENPS-II.



Une solution possible consiste à pondérer les observations en fonction de la plage dans laquelle elles se trouvent, les observations dans la plage foncée recevant un poids moins important. Nous ne développerons pas ici la manière précise de pondérer ces observations, mais quelques modèles (à un niveau) ont été testés en considérant une pondération basée sur un principe simple : les observations situées dans la plage foncée étant approximativement deux fois plus représentées que celles dans les plages claires<sup>6</sup>, elles reçoivent un poids deux fois plus faible que ces dernières. Dans les différents cas testés, les coefficients de régression ne sont que légèrement affectés par la pondération des observations (de l'ordre de 1 à 5 %). Compte tenu de cet effet modéré, nous ne tiendrons pas compte de la pondération des observations dans les analyses multi-niveaux.

## 5.2 Ajustement du modèle vide, effet de cohorte et effet de période

Dans le chapitre précédent, nous avons adapté le modèle de Rodriguez-Cleland (1988) de manière à inclure des variables explicatives qui changent au cours du temps et à tenir compte de la nature multi-niveaux des données. Nous avons également inclus une variable d'interaction entre l'année de mariage des femmes et la durée de mariage, ce qui revient à considérer que le paramètre de contrôle diminue de manière linéaire entre cohortes de mariage. Elle corrige le fait que les effets de durée de mariage et de cohorte de mariage sont confondus dans le modèle (transversal) de Rodriguez-Cleland, ce qui conduit à des biais dans l'estimation des paramètres de contrôle et d'espacement.

Dans l'approche explicative des changements de fécondité adoptée ici, nous tenons compte de manière plus explicite de la dimension temporelle dans le modèle en introduisant, en plus de l'effet de la cohorte de mariage, l'influence de la période (année). Nous repartons du modèle de base du chapitre précédent, en considérant ici que le paramètre de contrôle (effet de la durée de mariage) peut non seulement varier entre

cohortes mais également en fonction de la période (ce qu'indiquent les indices  $c$  et  $t$  des coefficients  $\beta$  dans l'équation ci-dessous)<sup>7</sup>. Nous considérons le paramètre d'espacement comme stable au cours du temps (entre cohortes et périodes), ce que confirment des modèles préliminaires (résultats non repris). Le modèle dans lequel le paramètre de contrôle varie en fonction de la cohorte de mariage et de la période s'écrit :

$$\ln(\mu_{it}) = \ln[n(a_{it})] + \alpha + \beta_t \cdot d_{it} + \beta_c \cdot d_{it} \quad \text{Eq. 5-1}$$

$\mu_{it}$  étant le nombre moyen de naissances prédites pour l'individu  $i$  au temps  $t$ ,  $n(a_{it})$  le taux de fécondité naturelle à l'âge  $a$  pour l'individu  $i$ , et  $d_{it}$  la durée de mariage de l'individu  $i$  au temps  $t$ .

Le premier modèle testé consiste à estimer le degré de contrôle pour chaque cohorte de mariage ( $\beta_c$ ) et chaque période ( $\beta_t$ ) de manière non-paramétrique, c'est-à-dire en incluant des interactions entre la durée de mariage et une variable dichotomique par cohorte de mariage et par période. Les valeurs de ces coefficients sont reprises sur les graphiques ci-dessous (Figure 5-2 et Figure 5-3).

Figure 5-2 : Evolution du paramètre de contrôle de fécondité par année de mariage, Maroc rural, observations de 1972-1991.

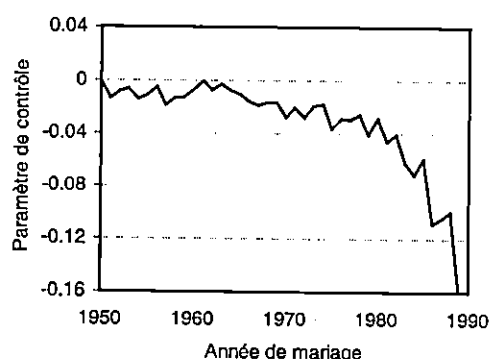
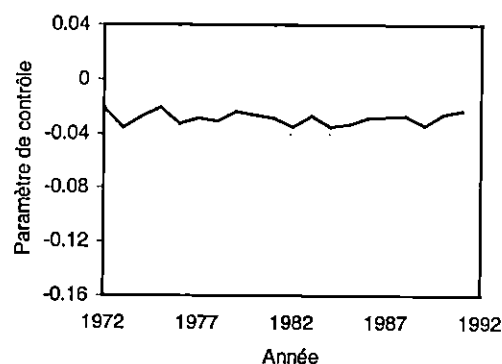


Figure 5-3 : Evolution du paramètre de contrôle de fécondité en fonction de l'année, Maroc rural, 1972-1991.



Le paramètre de contrôle évolue à la baisse de manière très nette en fonction de l'année de mariage, alors qu'il n'évolue pratiquement pas avec la période. En d'autres termes, l'évolution de la fécondité au cours de la période 1972-1991 traduit une *augmentation du contrôle de la fécondité avec la cohorte de mariage plutôt qu'en fonction de la période*. Afin de limiter le nombre de paramètres dans le modèle, ces évolutions sont modélisées par des relations simples. L'évolution en fonction de la période est clairement linéaire (et stable), et nous la modélisons de la manière suivante :

$$\beta_t = \beta_{t0} + \beta_{t1} \cdot t \quad \text{Eq. 5-2}$$

<sup>6</sup> En considérant un taux de sondage égal dans les deux enquêtes, ce qui est approximativement le cas.

<sup>7</sup> Ce modèle se rapproche à certains égards de l'approche de Johnson (1985) qui utilise le modèle de fécondité légitime de Coale-Trussel comme point de départ d'un modèle âge-période-cohorte.



$$\text{où } t = \text{année} - 1972 \quad \text{Eq. 5-3}$$

Le début de la période étudiée (1972) constitue l'année de référence ( $t=0$ ). Nous reviendrons plus loin sur l'explication du choix de cette année, qui permet de simplifier les modèles multi-niveaux développés par la suite<sup>8</sup>.

En revanche, l'évolution du paramètre de contrôle en fonction de la cohorte de mariage n'est pas du tout linéaire (Figure 5-2). On peut cependant la décomposer en trois segments linéaires : une période jusqu'en 1965 au cours de laquelle le paramètre est relativement stable, une période entre 1965 et 1982, où il décroît de manière linéaire relativement lentement, et une période postérieure à 1982 où sa décroissance est très rapide. Elle est modélisée par trois segments linéaires, qui se rejoignent en deux "nœuds" (1965 et 1982)<sup>9</sup>, de la manière suivante :

$$\beta_c = \beta_{c0} + \sum_{k=1}^3 \beta_{ck} \cdot f_k \quad \text{Eq. 5-4}$$

$$\text{où } f_1 = \begin{cases} 0 & \text{si (année} > 1965) \\ c & \text{si (année} \leq 1965) \end{cases} \quad \text{Eq. 5-5}$$

$$f_2 = \begin{cases} c & \text{si (année} > 1965) \\ 0 & \text{si (année} \leq 1965) \end{cases} \quad \text{Eq. 5-6}$$

$$f_3 = \begin{cases} c - 17 & \text{si (année} > 1982) \\ 0 & \text{si (année} \leq 1982) \end{cases} \quad \text{Eq. 5-7}$$

$$\text{Avec } c = \text{année de mariage} - 1965 \quad \text{Eq. 5-8}$$

En réintroduisant ces équations (Eq. 5-2 et Eq. 5-4) dans l'équation (Eq. 5-1), on obtient le modèle suivant :

$$\ln(\mu_{ii}) = \ln[n(a_{ii})] + \alpha + \beta_0 \cdot d_{ii} + \beta_{t1} \cdot t \cdot d_{ii} + \sum_{k=1}^3 \beta_{ck} \cdot f_{kti} \cdot d_{ii} \quad \text{Eq. 5-9}$$

$$\text{Avec } \beta_0 = \beta_{t0} + \beta_{c0} \quad \text{Eq. 5-10}$$

Les paramètres de ce modèle sont repris dans la première colonne du Tableau 5-1. Deux ne sont pas significatifs : l'année de mariage avant 1965 et la période, confirmant l'interprétation visuelle des graphiques. Nous conservons néanmoins le paramètre de période, qui sera considéré comme aléatoire, et nous estimons un modèle sans le paramètre pour les cohortes de mariage antérieures à 1965 (deuxième colonne du Tableau

<sup>8</sup> En bref, la variance du paramètre de contrôle est minimum et n'est pas significativement différente de 0 pour l'année 1972. Cela permet de ne retenir qu'un paramètre aléatoire, ce qui simplifie les modèles tant au niveau de l'estimation que de l'interprétation.

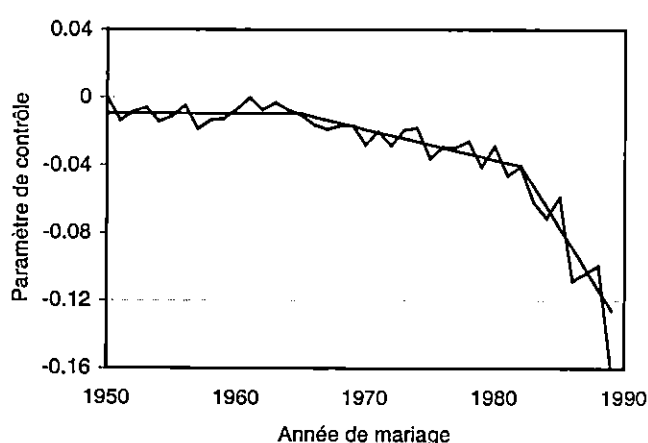
<sup>9</sup> Il s'agit de la technique de *piecewise linear model* (Snijders et Bosker, 1999), que nous traduirons par le terme de "modélisation linéaire par segments".

5-1). L'ajustement linéaire par segments de l'évolution du paramètre de contrôle en fonction de l'année de mariage est très bonne (Figure 5-4).

Tableau 5-1 : Paramètres du modèle vide des changements de fécondité, 1972-1991, Maroc rural.

Variabes	Modèle 1	Modèle 2
Constante	0,0827***	0,0785***
Durée de mariage	-0,0146***	-0,0135***
Année mariage $\leq 1965$ ( $f_1$ )	-0,0001	-
Année mariage entre 1966 et 1982 ( $f_2$ )	-0,0016***	-0,0017***
Année mariage $> 1982$ ( $f_3$ )	-0,0096**	-0,0093**
Période (t)	-0,0001	-0,0002
Déviance	35250,4	35250,6
Nombre de paramètres	6	5
*** : $p < 0,01$ ** : $p < 0,05$ * : $p < 0,1$ + : $p < 0,2$ (tests bilatéraux). Les variables sont en interaction avec la durée de mariage.		

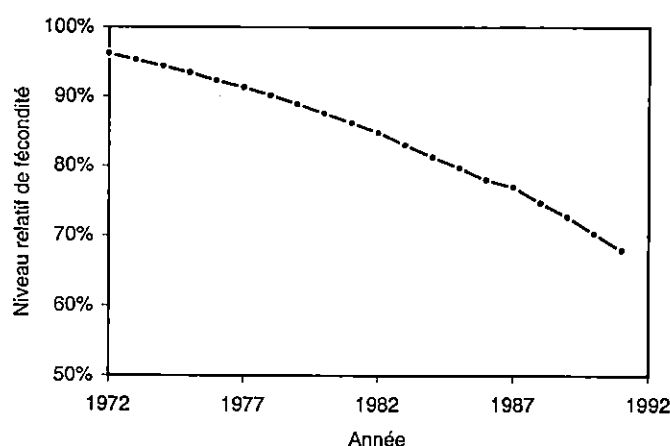
Figure 5-4 : Ajustement linéaire par segments (modèle 2) de l'évolution du paramètre de contrôle de fécondité en fonction de l'année de mariage, Maroc rural, observations de 1972-1991.



A partir des paramètres estimés (modèle 2, Tableau 5-1), on peut calculer pour chaque période le niveau relatif de fécondité par rapport à la fécondité naturelle du schéma de Coale-Trussell. Il suffit pour cela de calculer les valeurs prédites par le modèle (sans l'offset), de les agréger par période (moyenne) et d'en calculer l'exponentielle. Le graphique ci-dessous illustre l'évolution du niveau relatif de fécondité en milieu rural entre 1972 et 1991 prédit par le modèle (Figure 5-5). Il est passé d'environ 97 % à un peu moins de 70 % en une vingtaine d'années, soit une diminution de 30 %, une valeur comparable à la baisse de fécondité légitime estimée dans le chapitre 3 entre la période 1972-75 et 1988-91<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> En calculant un niveau relatif moyen de fécondité sur les périodes 1972-75 et 1988-91 avec les valeurs prédites par le modèle, la baisse est estimée à 25 %. Pour rappel, la baisse de fécondité légitime entre la période 1972-75 et 1988-91 a été estimée à 24 % (cf. chapitre 3).

Figure 5-5 : Niveaux relatifs de fécondité légitime par année prédits par le modèle vide, Maroc rural, 1972-1991.



### 5.3 Modèle multi-niveaux des changements de fécondité

On peut étendre ce modèle de base en un modèle multi-niveaux, dans lequel un ou plusieurs paramètres varient entre contextes. Différents modèles ont été testés en considérant d'abord chaque coefficient comme aléatoire un à un, ensuite en considérant deux coefficients aléatoires, etc. (Tableau 5-2). Parmi les modèles comprenant un seul effet aléatoire, celui dans lequel la tendance du paramètre de contrôle en fonction de la période varie entre contextes a de loin la déviance la plus faible, c'est-à-dire le meilleur ajustement aux données (modèle 5, Tableau 5-2).

Tableau 5-2 : Synthèse des résultats des modèles à effets aléatoires des changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991.

Variables	1 coefficient aléatoire					2 ou 3 coefficients aléatoires				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Constante	A	F	F	F	F	A	F	F	F	F
Durée de mariage	F	A	F	F	F	F	A	F	F	F
Année mariage 66-82	F	F	A	F	F	F	F	A	F	A
Année mariage > 82	F	F	F	A	F	F	F	F	A	A
Période	F	F	F	F	A	A	A	A	A	A
Déviance (+35300)	86,6	71,2	95,0	100,6	<b>58,4</b>	57,2	57,5	56,8	57,5	56,6
Nombre de paramètres	6	6	6	6	6	8	8	8	8	11

A : coefficient aléatoire ; F : coefficient fixe ; Les variables sont en interaction avec la durée de mariage.

Partant de ce modèle, un deuxième paramètre aléatoire est testé. Parmi les modèles à deux effets aléatoires, le huitième est celui dont la déviance est la plus faible. Ici, la tendance du contrôle de la fécondité en fonction de l'année de mariage (entre 1966 et 1982) varie entre contextes. L'amélioration de l'ajustement par rapport au modèle 5 n'est toutefois pas significative au seuil de 10 %. Le modèle à trois effets aléatoires n'améliore pas non plus l'ajustement (Tableau 5-2, modèle 10). Soulignons également ici que *le coefficient de la durée de mariage ne varie pas de manière significative entre*

contextes, indiquant qu'en début de période (1972,  $t=0$ ), l'hétérogénéité du contrôle de la fécondité est faible<sup>11</sup>. En d'autres termes, un seul terme aléatoire contextuel suffit pour prendre en compte l'hétérogénéité contextuelle des changements de fécondité, et le modèle multi-niveaux vide retenu est donc le suivant<sup>12</sup> :

$$\ln(\mu_{ij}) = \ln[n(a_{ij})] + \alpha + \beta_0 \cdot d_{ij} + \sum_{k=2}^3 \beta_{ck} \cdot f_{kij} \cdot d_{ij} + (\beta_{t1} + u_{1j}) \cdot t \cdot d_{ij} \quad \text{Eq. 5-11}$$

$$u_{1j} \sim N(0, \sigma_{u1}^2) \quad \text{Eq. 5-12}$$

Les paramètres de ce modèle sont repris dans la première colonne du Tableau 5-4 (page 173). La constante ( $\alpha$ ) mesure le niveau de la fécondité naturelle par rapport au schéma de Coale-Trussell. Le paramètre  $\beta_0$  mesure le degré de contrôle pour la cohorte de mariage de 1965 au cours de l'année 1972.  $\beta_{c1}$  mesure l'évolution du paramètre de contrôle par cohortes de mariage pour les femmes mariées entre 1965 et 1982,  $\beta_{c2}$  mesure cette évolution du paramètre de contrôle pour les femmes mariées après 1982, et  $\beta_{t1}$  mesure l'évolution de ce paramètre en fonction de la période. Ce dernier paramètre n'est pas significatif, mais est conservé dans les modèles étant donné qu'il est considéré comme aléatoire au niveau contextuel. Le terme aléatoire indique que l'évolution du paramètre de contrôle en fonction de la période varie entre contextes.

Bien que ce modèle soit -de loin- celui qui donne le meilleur ajustement, son interprétation n'est pas évidente. En effet, la baisse de fécondité dans l'ensemble de la population s'explique par une diminution du paramètre de contrôle en fonction des cohortes de mariage. Par contre, l'hétérogénéité entre contextes de la baisse de fécondité s'explique par la variabilité de l'évolution du paramètre de contrôle en fonction de la période. La question est donc de savoir pourquoi l'effet de période varie entre contextes, et pas l'effet de cohorte. Nous n'y avons pas trouvé d'interprétation satisfaisante, et il s'agit d'un élément de ce modèle qu'il conviendrait d'approfondir ultérieurement.

Aussi, en "attendant mieux", nous interpréterons ce résultat de la manière suivante :

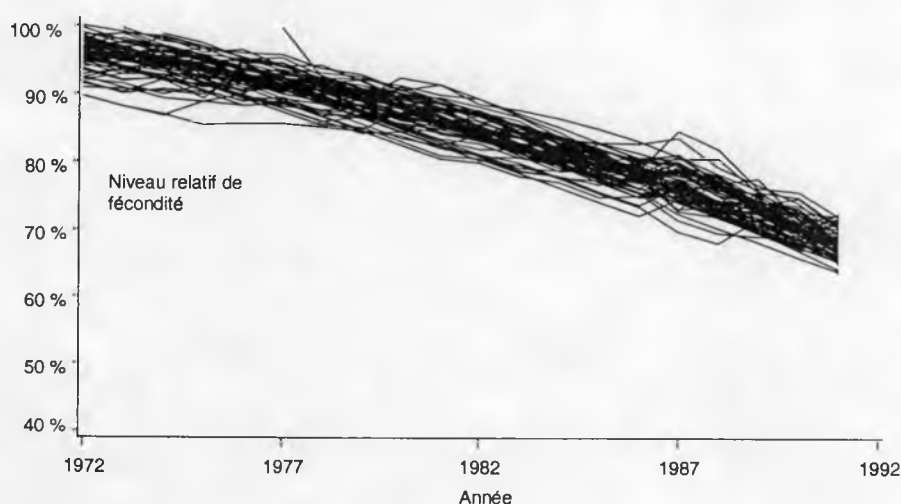
- (1) Il y a une tendance générale à la baisse de la fécondité dans la population qui se manifeste par une évolution de paramètre de contrôle en fonction des cohortes de mariage. Si chaque contexte suivait cette tendance générale, on observerait une baisse de fécondité similaire dans les différentes communautés.
- (2) Cette tendance générale est plus ou moins rapide selon le contexte, ce qui est pris en compte par l'hétérogénéité contextuelle de la tendance du paramètre de contrôle en fonction de l'année. En d'autres termes, la tendance générale est "modulée" selon le contexte de résidence.

<sup>11</sup> Ceci illustre le fait que le choix de l'année 1972 comme année de référence permet de simplifier le modèle afin de ne retenir qu'un paramètre aléatoire.

<sup>12</sup> De nombreux autres modèles ont été testés, en incluant des termes au carré (année de mariage, période), sans qu'il n'y ait d'amélioration significative.

Les deux figures ci-dessous permettent d'illustrer ceci (Figure 5-6 et Figure 5-7). De manière comparable à ce que nous avons fait pour l'ensemble de l'échantillon (Figure 5-5, page 166), on calcule ici l'évolution du niveau relatif de fécondité au cours de la période 1972-1991 par contexte. La première figure représente l'évolution de la fécondité prédite par contexte à partir du modèle vide à un seul niveau (Tableau 5-1, modèle 2), c'est-à-dire en considérant que les paramètres sont identiques quel que soit le contexte. L'évolution du niveau relatif de fécondité est similaire dans les différents contextes, les différences provenant ici des différences de composition en termes d'âge, de durée de mariage et d'année de mariage.

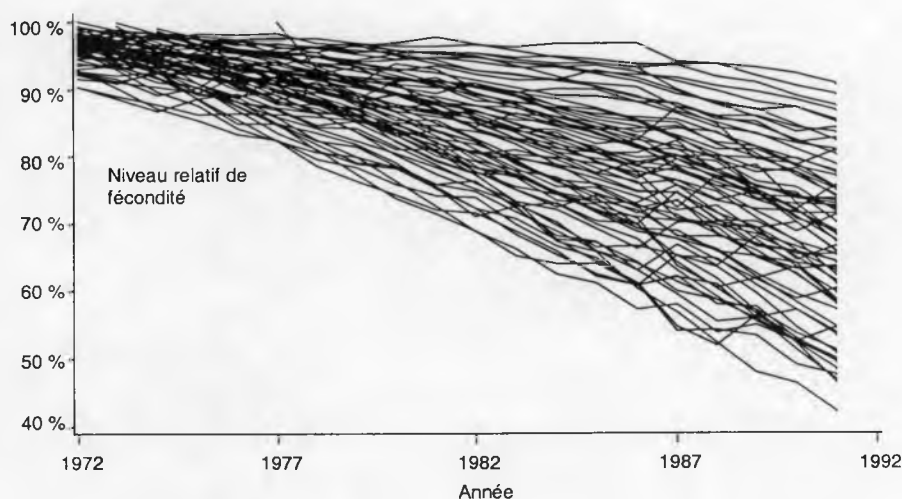
Figure 5-6 : Niveaux relatifs de fécondité légitime prédits par contextes par le modèle vide à un niveau, Maroc rural, 1972-1991.



En considérant que la tendance du paramètre de contrôle en fonction de la période varie entre contextes, on permet à l'évolution de la fécondité d'être différente entre contextes. On peut ici estimer le niveau relatif de fécondité par contexte en réinjectant les valeurs des paramètres estimés dans l'équation du modèle vide et en y incluant les résidus contextuels. Les niveaux relatifs de fécondité par contexte prédits par le modèle suivent alors des trajectoires très différentes (Figure 5-7).

Cette figure est une représentation schématique de l'évolution de la fécondité, étant donné qu'il s'agit de valeurs prédites par le modèle. Elle traduit toutefois clairement *l'hétérogénéité croissante entre contextes de la fécondité au Maroc rural*. Certaines communautés ont connu une baisse substantielle de la fécondité (50 %) alors que d'autres sont restées à un niveau élevé au cours de la période étudiée. Les contextes ayant connu les changements les plus importants ou les plus faibles au cours de cette période sont pratiquement identiques à ceux sélectionnés dans le modèle vide estimé sur la période 1982-1991. En d'autres mots, les contextes ayant connu les plus grands changements de fécondité au cours de la période sont également ceux qui avaient la fécondité la plus faible en moyenne entre 1982 et 1991.

Figure 5-7 : Niveaux relatifs de fécondité légitime prédits par contextes par le modèle vide à deux niveaux, Maroc rural, 1972-1991.



#### 5.4 Modèles explicatifs de l'hétérogénéité des changements de fécondité

Les modèles vides estimés ci-dessus restent descriptifs, mais mettent en évidence deux éléments essentiels : (1) une baisse de la fécondité légitime dans l'ensemble de la population rurale marocaine de l'ordre de 30 % (Figure 5-5, page 166), et (2) une grande hétérogénéité des changements de fécondité entre contextes (Figure 5-7). Ces deux éléments conduisent à deux questions distinctes.

La première question consiste à déterminer les *facteurs qui conduisent à une baisse de la fécondité légitime dans la population rurale du Maroc dans son ensemble*. Il s'agit d'une question centrale qui vise à expliquer l'évolution globale de la fécondité. Comme on l'a vu, cette tendance à la baisse reflète une évolution du contrôle de la fécondité en fonction des cohortes de mariage. La deuxième question s'intéresse à *l'explication de l'hétérogénéité des changements de fécondité entre contextes*. En d'autres termes, elle vise à déterminer les facteurs qui expliquent les différences entre contextes des rythmes de changements de fécondité. Elle fait donc référence à l'hétérogénéité contextuelle de l'évolution du paramètre de contrôle en fonction de la période (Eq. 5-11, page 167). On cherche ici à "expliquer" la variance du terme aléatoire contextuel, qui mesure l'hétérogénéité entre contextes des changements de fécondité.

Bien qu'elles ne soient pas indépendantes, ces deux questions peuvent être traitées de manière distincte. On peut chercher à expliquer la tendance globale sans nécessairement pouvoir rendre compte de l'hétérogénéité contextuelle des changements ou, à l'inverse, tenter d'expliquer l'hétérogénéité entre contextes sans nécessairement expliquer la tendance globale. A priori, ce ne sont pas nécessairement les mêmes facteurs qui permettent d'expliquer la tendance globale et l'hétérogénéité de la tendance. On peut très bien concevoir la tendance globale de la baisse de fécondité comme résultant de transformations progressives (entre cohortes de mariage) de valeurs (des change-

ments "idéationnels"), et qui auraient plus ou moins d'impact en fonction de caractéristiques contextuelles comme l'accès à la contraception, le niveau de mortalité, etc...

Dans ce chapitre, nous nous intéressons à la deuxième question, à savoir l'explication de l'hétérogénéité des changements entre contextes. En d'autres mots, nous cherchons à identifier les facteurs (contextuels et individuels) qui permettent de comprendre pourquoi certains contextes ont connu des changements de fécondité plus importants que d'autres. Cette *approche ne cherche donc pas en tant que telle à identifier les facteurs explicatifs de la tendance globale, mais bien les facteurs permettant de rendre compte de l'hétérogénéité des changements*. Les analyses proposées ici ont donc un objectif relativement limité, qui ne constitue qu'une première étape d'une analyse multi-niveaux des changements de fécondité. La conceptualisation des influences contextuelles possibles sur les changements restera aussi assez sommaire.

### 5.4.1 Démarche générale

L'explication de l'hétérogénéité des changements consiste dans le modèle statistique à "expliquer" la variance contextuelle de l'évolution du contrôle de la fécondité en fonction de la période. Les variables individuelles et contextuelles peuvent expliquer cette hétérogénéité de différentes façons. En ce qui concerne les influences contextuelles, nous pouvons distinguer deux approches :

- (1) La première consiste à expliquer les changements de fécondité par des conditions qui par nature sont stables au cours du temps (distance à la ville) ou par des conditions "moyennes" dans la période ou encore par des conditions contextuelles en début de période. Il s'agit par exemple d'estimer si les changements de fécondité au cours de la période 1972-91 sont plus importants dans les contextes à faible mortalité que dans les contextes à forte mortalité ou si les contextes isolés ont connu des changements moins importants que les contextes plus accessibles ou ouverts sur l'extérieur. On a ici un effet conditionnel de la variable contextuelle sur les changements de fécondité, qui peut être testé par une interaction entre la variable explicative et la période (et la durée de mariage). On notera cela, pour une variable contextuelle ( $z_j$ ), de la manière suivante<sup>13</sup> :

$$\ln(\mu_{ij}) = \dots + (\beta_{i1} + u_{1j} + \gamma_1 \cdot z_j) \cdot t \cdot d_{ij} \quad \text{Eq. 5-13}$$

- (2) La seconde approche consiste à expliquer les changements de fécondité par les changements de facteurs contextuels. Il s'agit par exemple d'estimer si les changements de fécondité au cours de la période 1972-91 sont plus importants dans les contextes ayant connu les améliorations d'égalité entre sexes les plus importantes au cours de cette période. Elle nécessite donc des variables explicatives contextuelles qui changent au cours du temps. Cette approche consiste à inclure deux variables explicatives, non plus en interaction avec la période, mais sous forme d'effet di-

<sup>13</sup> Afin d'alléger l'écriture et la lecture des équations, nous avons omis la première partie qui est identique dans toutes les équations.

rect<sup>14</sup> : (1) la variable en début de période ( $z_{j0}$ ) et (2) la différence entre la valeur de la variable pour l'année  $t$  et la valeur en début de période ( $z_{ij}-z_{0j}$ ). Le fait d'inclure deux variables (valeur en début de période et changement par rapport à cette valeur) permet de distinguer l'effet transversal (effet sur la fécondité en début de période) de l'effet longitudinal (effet des changements de la variable sur les changements de fécondité). L'équation se note :

$$\ln(\mu_{ij}) = \dots + (\beta_{11} + u_{1j}) \cdot t \cdot d_{ij} + \gamma_2 \cdot z_{j0} \cdot d_{ij} + \gamma_3 \cdot (z_{ij} - z_{0j}) \cdot d_{ij} \quad \text{Eq. 5-14}$$

L'hétérogénéité des changements peut aussi s'expliquer par l'évolution différente des structures des variables individuelles entre contextes et par l'évolution différente entre contextes des effets de variables individuelles. Nous considérerons ici que les effets des variables individuelles sont constants au cours du temps et que seule l'hétérogénéité de l'évolution des structures est susceptible d'expliquer une partie de l'hétérogénéité des changements. Les caractéristiques des variables explicatives retenues dans ces analyses sont reprises dans le Tableau 5-3.

#### 5.4.2 Effets contextuels conditionnels sur les changements de fécondité

La première approche adoptée ici est essentiellement illustrative. Elle consiste à mesurer la relation entre les changements de fécondité et des caractéristiques contextuelles "stables" au cours du temps ou des valeurs moyennes de variables contextuelles au cours de la période étudiée. Les variables contextuelles sont introduites en interaction avec la période afin d'évaluer si les changements de fécondité ont été plus importants :

- Dans les contextes à faible mortalité au cours de la période 1957-91 ;
- Dans les contextes plus égalitaires en 1982 ;
- Dans les contextes situés à proximité des villes ;
- Dans les contextes où la contraception était en moyenne davantage accessible au cours de la période 1972-91<sup>15</sup>.

Ces quatre caractéristiques contextuelles seront dans un premier temps prises en compte séparément dans les modèles, ensuite introduites simultanément. Bien que des variables individuelles puissent a priori également être prises en compte dans un tel modèle, nous ne les incluons pas ici, cette approche étant exploratoire. Avant de discuter brièvement les résultats, un mot sur l'interprétation des coefficients.

L'interprétation des coefficients des variables contextuelles dans les modèles conditionnels est facilitée par le calcul d'un indice comparable à celui utilisé dans le chapitre sur les déterminants de la fécondité au cours de la période 1982-91. La différence par rapport à cet indice est que nous multiplions ici le coefficient par 15, ce qui revient à estimer l'effet de la variable sur l'hétérogénéité contextuelle après 15 ans ( $t=15$ ), soit en 1987. De cette manière, la valeur est comparable à la valeur estimée en moyenne sur la

<sup>14</sup> Elles sont toutefois toujours en interaction avec la durée de mariage.

<sup>15</sup> L'indicateur est la moyenne annuelle du nombre de services à moins de 15 km offrant au moins une méthode contraceptive au cours de la période 1972-91.



période 1982-91. L'indice de réduction (ou d'augmentation) est donc calculé de la manière suivante :

$$C = 100[\exp(\gamma_1 \cdot 15 \cdot 10 \cdot (z_a - z_b)) - 1] \quad \text{Eq. 5-15}$$

Où la différence entre  $z_a$  et  $z_b$  est égale à deux écarts-types de la distribution de la variable dans l'échantillon.

Tableau 5-3 : Sources, dates, moyennes, écarts types, minimum, maximum des variables individuelles et contextuelles, Maroc rural.

Variables	Source	Date	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<b>Variables individuelles (n=2 431)</b>						
Instruction femme	ENPS-II	1992	0,255	1,257	0	16
Egalités entre époux	ENPS-II	1992	0,825	0,380	0	1
<b>Variant au cours du temps (n=25 622)</b>						
Age	ENPS-II	1982-92	28,9	7,4	15	49
Durée de mariage	ENPS-II	1982-92	11,6	7,6	1	39
Expérience de mortalité	ENPS-II	1982-92	0,378	0,485	0	1
Décès récent	ENPS-II	1982-92	0,042	0,200	0	1
<b>Variables contextuelles (n=74)</b>						
Egalité entre sexes	RGPH82	1982	0,166	0,134	0,009	0,483
Mortalité infanto-juvénile	ENPS-I/II	1957-91	0,155	0,052	0,059	0,267
Disponibilité moyenne de contraception	QC92	1972-91	0,64	0,55	0	2,55
Distance au centre urbain (* 100 km)	QC92	1992	0,42	0,36	0,05	2,06
Egalité entre sexes 1972	RGPH <sup>(3)</sup>	1972	0,098	0,087	0,006	0,371
Changement égalité entre sexes <sup>(2)</sup>	RGPH <sup>(4)</sup>	1972-91	0,078	0,078	-0,036	0,356
Mortalité 1972 <sup>(2)</sup>	ENPS-I/II	1957-72	0,211	0,083	0,052	0,417
Changement mortalité <sup>(1)</sup>	RGPH82	1957-91	-0,035	0,062	-0,319	0,116
Contraception à <15 km en 1972	QC92	1972	0,257	0,440	0	1
Changement contraception à <15 km <sup>(1)</sup>	QC92	1972-91	0,383	0,677	0	4
Visites à domicile (VDMS) <sup>(1)</sup>	QC92 <sup>(4)</sup>	1972-91	0,134	0,340	0	1
Proportion d'hommes 1972	RGPH <sup>(2)</sup>	1972	0,502	0,022	0,415	0,541
Changement proportion d'hommes 1972 <sup>(1)</sup>	RGPH <sup>(3)</sup>	1972-91	-0,006	0,009	-0,063	0,188
Abréviations : ENPS : Enquête Nationale sur la Population et la Santé ; RGPH : Recensement général de la population et de l'habitat ; QC : Questionnaire communautaire.						
<sup>(1)</sup> : Les valeurs pour les variables contextuelles qui changent au cours du temps sont calculées en moyenne sur les vingt années de la période 1972-1991 ; <sup>(2)</sup> : Mortalité mesurée sur les 15 années précédentes ; <sup>(3)</sup> : Interpolation linéaire des valeurs des recensements de 1971 et 1982. <sup>(3)</sup> : Interpolation linéaire des valeurs des recensements de 1971, 1982 et 1994 ; <sup>(4)</sup> : dates imputées selon une procédure décrite en annexe.						

## Résultats

Les quatre modèles séparés indiquent que chaque variable contextuelle considérée isolément est fortement significative. Les contextes à forte mortalité ont connu des changements de fécondité plus faibles (modèle E.1, Tableau 5-4), et les contextes à

faibles inégalités (E.2), à proximité des villes (E.3) ou dans lesquels la contraception est davantage disponible (E.4) ont connu des changements plus importants.

Tableau 5-4 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences contextuelles sur les changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991.

Variables	Modèle vide	Modèle E.1	Modèle E.2	Modèle E.3	Modèle E.4	Modèle E.5
Constante	0,0779***	0,0777***	0,0777***	0,0783***	0,0781***	0,0780***
Durée de mariage	-0,0129***	-0,0129***	-0,0130***	-0,0129***	-0,0129***	-0,0130***
Année mariage 66-82	-0,0017***	-0,0017***	-0,0017***	-0,0017***	-0,0017***	-0,0017***
Année mariage >1982	-0,0087**	-0,0086**	-0,0086**	-0,0086**	-0,0087**	-0,0086**
Période (aléatoire)	-0,0003	-0,0014***	0,0002	-0,0006**	-0,0001	-0,0006*
<b>Contexte</b>						
Mortalité 1957-91	-	0,0072***	-	-	-	0,0031**
Egalité entre sexes 1982	-	-	-0,0032***	-	-	-0,0020***
Distance à la ville	-	-	-	0,0007***	-	0,0003*
Contraception 1972-91	-	-	-	-	-0,0004***	-0,0000
$\sigma^2_{ui}$ (*1 000 000)	0,7545***	0,6290***	0,5700***	0,6897***	0,6992***	0,5475***
Réd. variance contextuelle	-	16,6 %	24,5 %	8,6 %	7,3 %	27,4 %
Déviance	35358,4	35350,5	35347,9	35354,3	35356,0	35345,9
Nombre de paramètres	6	7	7	7	7	10
***: $p < 0,01$ **: $p < 0,05$ *: $p < 0,1$ *: $p < 0,2$ (tests bilatéraux, sauf pour les variances contextuelles). Toutes les variables sont en interaction avec la durée de mariage.						

Parmi ces quatre variables, le degré d'égalité entre sexes est la variable la plus significative et pour laquelle l'ajustement du modèle est le meilleur. Près d'un quart de la variance des changements s'explique par cette variable, dont le coefficient correspond à une valeur de l'indice C (Eq. 5-15) de -12,1 % (Tableau 5-5). En d'autres termes, en partant de niveaux de fécondité égaux en 1972, la fécondité vers 1987 est de l'ordre de 12 % moins élevée dans les contextes plus égalitaires par rapport aux contextes moins égalitaires. La mortalité a également un lien très net avec les changements de fécondité, l'indice C étant égal à 11,9 %.

Tableau 5-5 : Valeurs des indices (C) de réduction ou d'augmentation proportionnelle de la fécondité après 10 ans de mariage en 1987

Variables contextuelles	$z_a$	$z_b$	Modèles E.1 à E.4		Modèle E.5
Mortalité	207 ‰	103 ‰	E.1	11,9 %	5,0 %
Egalité entre sexes	0,032	0,300	E.2	-12,1 %	-7,5 %
Distance à la ville	6 km	78 km	E.3	7,8 %	3,3 %
Contraception	0,11	1,19	E.4	-6,4 %	0,0 %

Le modèle E.5 reprend les quatre variables simultanément. Les coefficients de chacune des variables sont fortement réduits, mais trois restent significatifs : la mortalité, l'égalité entre sexes et la distance à la ville. Les valeurs des indices C sont reprises dans le tableau ci-dessous (Tableau 5-5). L'égalité entre sexes a un indice de -7,5 %, la mortalité de 5 % et la distance à la ville d'un peu plus de 3 %. La relation avec la contraception est par contre nulle. Dans l'ensemble, on peut donc en conclure les contextes les

plus égalitaires, à faible mortalité et à proximité des villes sont ceux qui, en moyenne, ont connu les changements de fécondité les plus importants. A l'inverse, la disponibilité moyenne de la contraception dans les structures fixes n'est pas associée aux changements de fécondité.

Bien que ces modèles permettent de répondre à des questions a priori intéressantes, leur interprétation reste toutefois limitée. Ils ne permettent pas de savoir si les contextes dans lesquels les changements les plus importants en termes d'amélioration de l'égalité entre hommes et femmes, de baisse de la mortalité, d'amélioration de la disponibilité de la contraception, etc... sont également ceux dans lesquels la baisse de la fécondité a été la plus importante. Nous passons ci-dessous à des modèles plus spécifiquement axés sur l'explication des changements de fécondité par des changements de facteurs contextuels et des changements de structures de variables individuelles.

### 5.4.3 Effet des changements contextuels sur les changements de fécondité

Afin d'évaluer l'effet de changements contextuels sur les changements de fécondité, nous adoptons la seconde approche décrite au début de la section 5.4. Nous évaluons dans un premier temps les influences des variables contextuelles et incluons ensuite des variables individuelles.

#### Effets contextuels

Dans cette partie, nous examinons l'influence des caractéristiques contextuelles et de leurs changements sur le contrôle de la fécondité et l'hétérogénéité de son évolution entre contextes. Quatre caractéristiques contextuelles sont ici prises en considération : (1) l'égalité entre sexes, (2) la mortalité infanto-juvénile, (3) la disponibilité de la contraception et (4) la proportion d'hommes. Nous présentons brièvement les variables et hypothèses avant d'estimer les modèles.

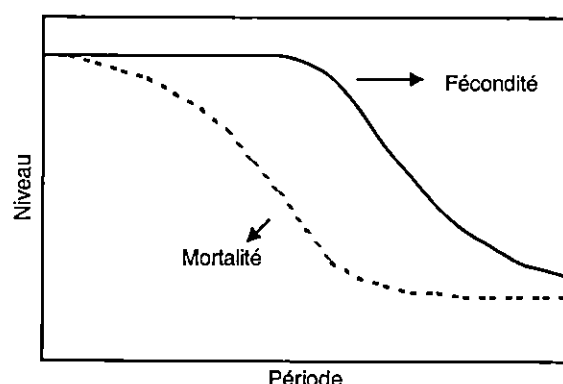
La première variable contextuelle prise en compte concerne l'égalité entre sexes. Nous avons vu dans l'analyse transversale que le degré d'égalité entre hommes et femmes était clairement associé à une plus faible fécondité. L'approche transversale ne nous renseigne toutefois pas sur l'interprétation dynamique de cette variable. En d'autres mots, elle n'indique pas si une amélioration plus rapide du statut de la femme dans un contexte s'accompagne d'une baisse de la fécondité plus importante que dans un contexte où l'amélioration est plus lente (Mason, 1995). En incluant dans le modèle l'indicateur d'égalité entre hommes et femmes en début de période et l'indicateur de changement, on peut distinguer ces deux influences et répondre à cette question avec plus de pertinence. L'hypothèse testée ici est que le degré d'amélioration de l'égalité entre hommes et femmes au niveau du contexte local est associé au rythme de la baisse de la fécondité.

La même distinction entre l'effet transversal et longitudinal peut être faite pour la mortalité infanto-juvénile : la relation observée en transversal ne peut pas nécessairement s'interpréter en termes de changements. En distinguant ces deux effets on peut, comme dans le cas des inégalités, séparer la relation entre niveau de mortalité et niveau de

fécondité en début de période, et la relation entre les changements de mortalité et les changements de fécondité. Il y a toutefois ici une complication supplémentaire, liée au fait qu'il y a généralement un décalage entre la baisse de la mortalité et la baisse de la fécondité<sup>16</sup>, ce qui peut se traduire a priori par une relation négative entre changements de mortalité et de fécondité<sup>17</sup>. La figure ci-dessous (Figure 5-8) illustre ce décalage et le fait que dans la période où la mortalité baisse fortement, la fécondité ne baisse pas, et que dans la période où la mortalité baisse lentement, la fécondité baisse rapidement, ce qui peut se traduire par une relation négative entre changements de mortalité et de fécondité.

Compte tenu du délai entre baisses de mortalité et de fécondité, il faut a priori inclure la variable de mortalité avec un délai, c'est-à-dire pour une période antérieure à la période de mesure de la fécondité. Nous mesurons ici la mortalité infanto-juvénile par un indicateur qui varie au cours du temps, égal au rapport du nombre de décès d'enfants de moins de cinq ans au nombre de naissances au cours des quinze années précédant l'année étudiée (voir chapitre 3). La mortalité fait donc référence à une période en moyenne de 7 ans et demi antérieure à l'année. Nous ne disposons malheureusement pas de données permettant de calculer la mortalité avec un délai plus long, à moins de réduire la période sur laquelle la mortalité est calculée, ce qui augmenterait davantage les erreurs d'échantillonnage de cette variable<sup>18</sup>.

Figure 5-8 : Représentation schématique du décalage dans le temps entre la baisse de mortalité et de fécondité.



L'intérêt de distinguer l'effet transversal de l'effet longitudinal dans la relation entre l'accès à la contraception et la fécondité a déjà été discuté à plusieurs reprises. L'effet

<sup>16</sup> Différents éléments ont été avancés pour expliquer ce décalage, les deux plus fréquents étant la persistance de normes pro-natalistes même après la baisse de mortalité (Notestein, 1945) et le retard avec lequel les individus perçoivent la baisse de mortalité, conduisant à la persistance de l'effet d'assurance après que la mortalité eut baissé (Montgomery, 1998).

<sup>17</sup> L'existence d'un délai entre l'amélioration de l'égalité entre sexes et la baisse de la fécondité est en fait également possible, bien qu'il soit probablement moins long que pour la mortalité.

<sup>18</sup> Une solution pour poursuivre dans ce sens serait de disposer de données de mortalité plus fiables. Mais au Maroc (comme presque partout dans les pays du Sud), il n'existe toutefois pas de données de mortalité rétrospectives à un niveau spatial suffisamment fin pour pouvoir être utilisées dans une analyse multi-niveaux.

transversal est susceptible d'être fortement biaisé si l'implantation des services de planification familiale est corrélée à la fécondité ou à des déterminants de la fécondité non contrôlés. L'effet longitudinal, bien qu'il ne soit pas à l'abri de biais, donne a priori une estimation plus valide de la relation entre la disponibilité des services de planification familiale et la fécondité. L'approche adoptée ici est donc similaire à celle utilisée dans l'estimation de l'effet de l'accès à la contraception sur la fécondité au cours de la période 1982-1991 (chapitre 4), la différence étant que la relation transversale est mesurée en 1972. La première variable mesure le nombre de formations sanitaires dans un rayon de 15 km offrant au moins une méthode contraceptive en 1972 et la deuxième variable mesure, chaque année, le nombre de formations supplémentaires offrant la contraception par rapport à 1972. Pour les visites à domicile, une seule variable est prise en compte, puisque aucun contexte n'était couvert par les visites à domiciles en 1972. Cette variable indique, pour chaque année, si la communauté était ou non couverte par les visites à domicile depuis au moins un an.

Contrairement aux trois premières variables, l'absence d'hommes au niveau local a probablement peu d'effet sur les changements de fécondité, mais plutôt sur les différences (stables) entre contextes. Il s'agit d'une variable relativement stable au cours du temps, et on fait ici l'hypothèse que l'effet transversal sera significatif, c'est-à-dire que la proportion d'hommes en début de période a un effet sur les différences de fécondité entre contextes, mais que l'effet des changements dans les proportions d'hommes au niveau local n'est pas significatif, du fait des changements relativement peu importants de cette variable.

### Résultats

Nous testons dans un premier temps les quatre variables séparément, en incluant chaque fois simultanément la valeur de la variable en début de période et la variable de changement par rapport au début de la période. Nous incluons ensuite l'ensemble des variables simultanément. Les résultats sont repris dans le Tableau 5-6.

Le premier modèle (F.1) indique que *les changements de fécondité sont fortement associés aux améliorations d'égalité entre sexes* au niveau contextuel, alors que la relation en début de période (transversale) n'est pas significative. Ce résultat confirme donc clairement la relation mesurée dans les modèles estimés sur la période 1982-1991, et la valeur du paramètre est d'ailleurs pratiquement égale à celle du modèle transversal estimé sur la période 1982-91 (modèle A.3, page 145)<sup>19</sup>.

Dans le deuxième modèle (F.2) par contre, *la mortalité infanto-juvénile n'est pas significative*. Le coefficient est bien positif en début de période, indiquant que les contextes à forte mortalité ont également une plus forte fécondité. Cette relation n'est toutefois pas significative, ce qui peut s'expliquer en partie par l'hétérogénéité relativement faible de la fécondité en début de période et par les erreurs d'échantillonnage relativement importantes sur la variable de mortalité. La variable de changements de mortalité a par

<sup>19</sup> Contrairement aux modèles conditionnels de la partie précédente, les coefficients de ces modèles peuvent être comparés directement aux coefficients des modèles du chapitre 4 sur la période 1982-1991.

contre un coefficient négatif, mais non-significatif. Si nous tentons néanmoins de l'interpréter, il indiquerait que les contextes dans lesquels la baisse de mortalité est plus importante sont ceux où la fécondité a le moins baissé. Cette relation négative pourrait être due au décalage entre la baisse de mortalité et la baisse de fécondité discuté ci-dessus (cf. Figure 5-8).

Tableau 5-6 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences des changements contextuels sur les changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991.

Variables	Modèle vide	Modèle F.1	Modèle F.2	Modèle F.3	Modèle F.4	Modèle F.5
Constante	0,0779***	0,0770***	0,0779***	0,0781***	0,0788***	0,0790***
Durée de mariage	-0,0129***	-0,0142***	-0,0158***	-0,0140***	-0,0815***	-0,0914***
Année mariage 66-82	-0,0017***	-0,0017***	-0,0017***	-0,0017***	-0,0017***	-0,0017***
Année mariage >1982	-0,0087**	-0,0087**	-0,0087**	-0,0086**	-0,0087**	-0,0088**
Période (aléatoire)	-0,0003	0,0002	-0,0004*	-0,0002	-0,0003*	0,0002
<b>Contexte</b>						
Egalité entre sexes 1972	-	0,0092	-	-	-	0,0090
Changements égalité	-	-0,0581***	-	-	-	-0,0562***
Mortalité 1972	-	-	0,0136	-	-	0,0162
Changements mortalité	-	-	-0,0197	-	-	-0,0190
Contraception 1972	-	-	-	0,0037**	-	0,0047**
Changements contraception	-	-	-	-0,0041***	-	-0,0028*
Visites à domicile	-	-	-	0,0029	-	0,0028
% d'hommes 1972	-	-	-	-	0,1359***	0,1444***
Changement % hommes	-	-	-	-	0,0833	-0,0790
$\sigma^2_{u1}$ (*1 000 000)	0,7545***	0,6908***	0,6836***	0,7088***	0,7130***	0,5654***
Réd. variance contextuelle	-	8,5 %	9,4 %	6,1 %	5,5 %	25,1 %
Déviance	35358,4	35353,3	35355,9	35352,0	35353,3	35339,6
Nombre de paramètres	9	8	8	9	8	15
*** : p<0,01 ** : p<0,05 * : p<0,1 + : p<0,2 (tests bilatéraux, sauf pour les variances contextuelles)						
Toutes les variables en interaction avec la durée de mariage.						

Le troisième modèle (F.3) mesure l'influence de la disponibilité de la contraception sur la fécondité. L'effet longitudinal de la disponibilité de la contraception dans les structures fixes est largement significatif et va dans le sens de l'hypothèse testée : *une amélioration de la disponibilité de la contraception est associée à une baisse de la fécondité*. L'effet des visites à domicile n'est par contre pas significatif. En début de période, il y a une association positive légèrement significative entre la disponibilité de la contraception et la fécondité. Celle-ci aurait donc été légèrement plus élevée au début des années 1970 dans les milieux où la contraception était disponible.

Enfin, le quatrième modèle (F.4) confirme clairement nos attentes : la relation entre la proportion d'hommes et la fécondité est très significative en transversal et ne l'est pas en longitudinal. En d'autres termes, *l'absence d'hommes a un effet très significatif sur les différences de fécondité entre contextes, ceux où il y a un déficit d'hommes ayant une plus faible fécondité. Par contre, l'effet sur les changements est loin de la signifi-*

cativité, ce qui est normal étant donné les changements relativement faibles des proportions d'hommes au sein des contextes.

A l'exception des coefficients de la disponibilité de la contraception, les résultats ne sont que légèrement modifiés par la prise en compte simultanée de l'ensemble des variables contextuelles dans le modèle (F.5). Les coefficients des changements d'égalité entre sexes et de la proportion d'hommes restent tous deux du même ordre de grandeur et largement significatifs. Le coefficient de l'amélioration de la disponibilité de la contraception reste significatif au seuil de 10 % mais est toutefois sensiblement réduit. Ceci s'explique par la corrélation entre l'amélioration de la disponibilité de la contraception et l'amélioration de l'égalité entre sexes, et illustre que l'effet longitudinal peut donc également être sensiblement modifié par la prise en compte d'autres variables contextuelles qui changent au cours du temps.

### Effets individuels et contextuels

Cette deuxième étape consiste à inclure les variables individuelles ou de ménage. Les variables de ce niveau susceptibles d'être prises en compte sont relativement limitées, étant donné que la plupart des variables individuelles font référence au moment de l'enquête et peuvent en partie être la conséquence des comportements de fécondité (niveau de vie, communication entre époux,...). S'il est envisageable de les utiliser sur une courte période, comme nous l'avons fait dans l'approche transversale, leur utilisation est plus délicate pour expliquer des comportements parfois vieux de vingt ans. Nous nous limitons donc ici à deux types de variables individuelles : celles qui sont effectivement stables au cours du temps et celles pour lesquelles nous disposons de données rétrospectives. Quatre variables remplissent ces conditions : l'instruction de la femme, l'égalité d'instruction entre époux, et les deux variables de mortalité au niveau individuel (expérience individuelle de mortalité et décès récent). Les hypothèses relatives aux effets de ces variables sont identiques à celles discutées dans les modèles sur la période décennale (cf. chapitre 4) et nous ne les rediscuterons pas ici.

Le premier modèle (G.1, Tableau 5-7) reprend l'ensemble des variables contextuelles du modèle F.5 et les quatre variables individuelles. Les coefficients des variables contextuelles changent peu par rapport au modèle F.5, à l'exception de l'amélioration de la disponibilité de la contraception qui devient légèrement non-significative. Les deux variables individuelles de mortalité et l'instruction de la femme sont fortement significatives et la variable d'égalité entre époux ne l'est pas. Ces résultats sont comparables à ceux estimés sur la période 1982-91. Les valeurs des coefficients des variables individuelles sont néanmoins plus faibles que dans les modèles au cours de la période 1982-91. Cela tend à indiquer que les effets des variables individuelles changent au cours du temps, et qu'ils seraient plus forts en période de transition.

Le deuxième modèle (G.2) est obtenu en éliminant les variables du modèle G.1 qui sont non-significatives et de signe contraire au signe attendu : les changements de mortalité contextuelle, l'évolution de la proportion d'hommes, et les visites à domicile. La disponibilité de la contraception en début de période est conservée malgré son signe positif,

étant donné que la variable de changement est conservée dans le modèle. Ce modèle indique donc un effet majeur de la proportion d'hommes sur les différences de fécondité, un effet longitudinal important (sur les changements de fécondité) du degré d'égalité entre sexes, et des effets importants également de l'instruction et de la mortalité au niveau individuel. La contraception n'a qu'un effet léger (non significatif au seuil de 10 %) en longitudinal. Ce modèle rend compte d'une part relativement modérée de la variance contextuelle des changements de fécondité (30 %).

Tableau 5-7 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences contextuelles et individuelles sur les changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991.

Variables	F.5	G.1	G.2
Constante	0,0790***	0,0842***	0,0835***
Durée de mariage	-0,0914***	-0,0928***	-0,0990***
Année mariage 1966 -1980 (*)	-0,0017***	-0,0016***	-0,0016***
Année mariage >1980 (*)	-0,0088**	-0,0085**	-0,0084**
Période (*) (aléatoire)	0,0002	0,0001	0,0004
Individu-ménage			
Instruction femme	-	-0,0045**	-0,0046***
Egalité époux	-	-0,0007	-
Exp. individuelle mortalité	-	0,0067***	0,0066***
Décès récent (1)	-	0,1263***	0,1246***
Contexte			
Egalité entre sexes 1972	0,0090	0,0108	0,0128
Changements égalité entre sexes	-0,0562***	-0,0496***	-0,0459***
Mortalité 1972	0,0162	0,0014	0,0164*
Changements mortalité	-0,0190	-0,0282	-
Contraception 1972	0,0047**	0,0043**	0,0047**
Changements contraception	-0,0028*	-0,0026*	-0,0022*
Visites à domicile	0,0028	0,0025	-
% d'hommes 1972	0,1444***	0,1448***	0,1483***
Changement % hommes	-0,0790	-0,0693	-
$\sigma^2_{u1}$ (*1 000 000)	0,5654***	0,5236***	0,5214***
Réd. Variance contextuelle	25,1 %	30,6 %	30,9 %
Déviance	35339,6	35310,0	35311,5
Degrés de liberté	15	19	15
*** : p<0,01 ** : p<0,05 * : p<0,1 + : p<0,2 (tests bilatéraux, sauf pour les variances contextuelles).			
Toutes les variables sont en interaction avec la durée de mariage à l'exception de (1).			

## Discussion

Comme nous l'avons fait pour la période 1982-91, on peut traduire ces effets en termes d'augmentation ou réduction proportionnelle de la fécondité. Les indices sont calculés de la même manière que pour la période 1982-91, c'est-à-dire en comparant la fécondité des femmes après dix ans de mariage pour deux valeurs spécifiques de la variable explicative, toutes choses égales par ailleurs. Les effets longitudinaux des variables



explicatives s'interprètent comme l'effet des changements au sein des contextes sur les changements de fécondité, alors que les effets transversaux s'interprètent comme l'effet de différences entre contextes sur les différences de fécondité.

**Deux variables contextuelles ressortent de ces modèles** : la proportion d'hommes et l'égalité entre sexes. L'influence de la première est significative en transversal. En d'autres termes, les différences de fécondité entre contextes en début de période s'expliquent en partie par le déficit d'hommes dans certains contextes. Les contextes sans déficit d'hommes auraient une fécondité d'environ 7 % supérieure en début de période. Les changements dans les proportions d'hommes n'ont que peu d'effet sur les changements de fécondité. Ce résultat est tout à fait conforme à nos attentes et indique clairement qu'une variable contextuelle qui varie peu au cours du temps peut avoir un effet important sur les différences de fécondité sans avoir d'effet sur les changements.

Tableau 5-8 : Impact en termes de réduction ou d'augmentation proportionnelle de fécondité après 10 ans de mariage des variables explicatives des modèles multi-niveaux des influences contextuelles et individuelles sur les changements de fécondité, Maroc rural, 1972-1991.

Variable	$x_a$	$x_b$	Modèle F.5	Modèle G.2
Individu - ménage				
Instruction femme	0	1,5	-	-6,7 % <sup>***</sup>
Exp. indiv. Mortalité	0	1	-	+6,8 % <sup>***</sup>
Décès année précédente (1)	0	1	-	[13,3 %] <sup>***</sup>
Contexte				
Egalité entre sexes 1972	0,011	0,185	1,6 %	2,3 %
Changements égalité	0	0,156	-8,4 % <sup>***</sup>	-6,9 % <sup>***</sup>
Mortalité 1972	0,128	0,294	2,7 %	2,8 % <sup>+</sup>
Changements mortalité	-0,100	0,270	6,7 % <sup>+</sup>	-
Contraception 1972	0	0,697	+3,3 % <sup>**</sup>	+3,3 % <sup>**</sup>
Changements contraception	0	1,060	-2,9 % <sup>*</sup>	-2,3 % <sup>+</sup>
Visites à domicile	0	1	+2,8 %	-
% d'hommes 1972	0,480	0,524	+6,6 % <sup>***</sup>	6,7 % <sup>***</sup>
Changement % hommes	-0,020	0,003	-1,4 %	-
<sup>***</sup> : $p < 0,01$ <sup>**</sup> : $p < 0,05$ <sup>*</sup> : $p < 0,1$ <sup>+</sup> : $p < 0,2$ (tests bilatéraux) Pour toutes les variables à l'exception de (1), la valeur en pourcentage est l'effet proportionnel de la variable explicative pour une durée de mariage de 10 ans. Pour le décès dans l'année précédente (1), il s'agit de l'effet proportionnel pour toutes durées de mariage (entre crochets).				

L'effet significatif de la variable d'égalité entre sexes, à l'inverse, est un effet longitudinal. Ce résultat est particulièrement intéressant dans la mesure où il montre que l'amélioration de l'égalité entre sexes au sein du contexte local est associée à une baisse de la fécondité. Il confirme donc le résultat obtenu avec les modèles estimés sur la période 1982-91. En termes d'impact sur la fécondité, une amélioration de l'égalité entre hommes et femmes (de 0,16 sur l'indice d'égalité) s'accompagne d'une baisse de la fécondité de 7 % par rapport aux contextes sans amélioration de l'égalité entre sexes. Ce résultat suggère donc l'importance de la stratification sexuelle au niveau local dans les changements de fécondité (modèle G.2).

L'effet de l'amélioration de la disponibilité de la contraception sur la fécondité est faible et n'est pas significatif (-2,3 %), et l'effet transversal est positif. Ceci confirme le résultat obtenu dans les modèles estimés sur la période 1982-91 : la fécondité semble peu influencée par la disponibilité des services de planification familiale au niveau local, du moins tels qu'ils sont pris en compte dans ces modèles. Les effets de la mortalité ne sont pas non plus significatifs. Nous avons déjà discuté des causes possibles : des indicateurs peu fiables et le problème du délai entre baisse de mortalité et baisse de fécondité.

**Trois variables individuelles**, l'instruction et les deux variables de mortalité sont également fortement significatives, tandis que le degré d'égalité entre époux ne l'est pas. Ces résultats confirment ceux des modèles estimés sur la période 1982-91. Nous ne reviendrons pas sur leur interprétation. Soulignons néanmoins que l'effet d'un décès récent sur la fécondité est nettement plus faible sur la période 1972-91 que sur la période 1982-91. Ceci est en accord avec l'hypothèse selon laquelle cet effet est plus important dans des populations en transition de fécondité que dans des populations à fécondité élevée (Rizk et al., 1982 ; Rosero-Bixby, 1998).

Le modèle final G.2 rend compte d'environ 30 % de la variance contextuelle des changements de fécondité. En d'autres termes, il reste une importante part de l'hétérogénéité qui n'est pas expliquée par ce modèle. Comme dans les analyses transversales, les variables contextuelles expliquent une part un peu plus importante de la variance contextuelle, mais les variables individuelles ont également un effet sur l'hétérogénéité des tendances : le modèle ne contenant que les trois variables individuelles significatives rend compte de 16,5 % de la variance contextuelle des changements, pour 21,5 % dans le modèle ne reprenant que les variables contextuelles.

## 5.5 Conclusion

Comme nous l'annonçons dans l'introduction, ces résultats restent illustratifs et demandent à être approfondis dans plusieurs directions.

La méthode que nous avons proposée repose sur l'adaptation du modèle de Rodriguez-Cleland utilisée dans le quatrième chapitre. Le paramètre de contrôle de fécondité peut ici varier entre cohortes de mariage et entre périodes, et les modèles testés indiquent que la baisse de la fécondité au cours de la période 1972-91 au Maroc rural est le résultat d'une augmentation du contrôle de la fécondité au sein des cohortes de mariage successives. L'hétérogénéité contextuelle des changements de fécondité traduit par contre une hétérogénéité de l'effet de la période. Cette "discordance" entre l'effet de cohorte sur les changements de fécondité au niveau global et l'effet de période au niveau contextuel est difficile à interpréter et est l'un des résultats à approfondir.

Parmi les quelques résultats, on soulignera l'importance de l'hétérogénéité des changements de fécondité entre communautés. L'hétérogénéité des niveaux de fécondité, relativement faible au début des années 1970, a crû notablement au cours de la période 1972-91. Cette hétérogénéité croissante est un phénomène classique au cours de la transition de fécondité, certains groupes ou certaines communautés étant en avance sur

d'autres. Les modèles utilisés ici la décrivent clairement, mais l'explication de cette hétérogénéité reste toutefois insuffisante à plusieurs égards.

Nous avons distingué deux approches pour expliquer cette hétérogénéité contextuelle des changements de fécondité. Une première approche "conditionnelle", dans laquelle les changements de fécondité au sein des contextes sont fonction de variables (constantes) qui conditionnent l'importance des changements. La seconde approche a consisté à mettre en relation les changements de fécondité avec les changements des variables explicatives, en contrôlant l'effet de ces variables en début de période. Ce sont ici les changements de facteurs contextuels (ou de structures de variables individuelles) qui expliquent les changements de fécondité. La première méthode, utilisée à titre illustratif, montre que les contextes "en avance" sont bien ceux auxquels on s'attend a priori. La fécondité a en effet le plus baissé dans les contextes à faible mortalité, faibles inégalités entre sexes, et à proximité des villes. Les services de planification familiale ne semblent par contre pas avoir d'effet. La seconde approche montre essentiellement que les contextes qui ont connu l'amélioration la plus sensible en termes d'égalité entre sexes ont également connu les changements de fécondité les plus importants. Ce résultat conforte l'interprétation de l'effet de cette variable en transversal. Les contextes où il y a une forte émigration masculine se caractérisent par une fécondité plus faible en moyenne. A l'inverse, mortalité et services de planification familiale ne ressortent pas clairement.

Bien que cette deuxième approche nous paraisse globalement plus pertinente d'un point de vue explicatif, la première l'est sans doute davantage pour certaines hypothèses. Par exemple, la distance à la ville la plus proche ne changera pas (sauf apparition de nouvelles villes) et cela n'a donc pas de sens d'estimer l'effet du changement de cette variable sur le changement de la fécondité. Par contre, une telle caractéristique contextuelle peut conditionner les changements de fécondité, par exemple par des phénomènes de diffusion favorisés par le contact avec la ville. Le choix entre ces deux approches dépend donc de la conceptualisation des influences contextuelles sur les changements de fécondité, conceptualisation que nous n'avons pas abordée en détail et qui mériterait davantage d'attention également. La littérature contextuelle et multi-niveaux a encore très peu exploré cette voie.

Les points à développer sont donc variés. La conceptualisation des influences contextuelles sur la fécondité en est un, le développement des méthodes appropriées en est un autre. Troisième élément essentiel, la disponibilité des données tant au niveau individuel que contextuel. Les données contextuelles utilisées ici sont relativement originales, permettant de retracer l'évolution au sein des 74 contextes de l'égalité entre sexes, de la proportion d'hommes, de la disponibilité de la contraception et, mais avec des problèmes, de la mortalité infanto-juvénile. Elles ont toutefois certaines limites, surtout en ce qui concerne la mortalité, et ne couvrent d'ailleurs qu'un nombre restreint d'influences potentielles. Le recours à d'autres sources de données telles que les recensements, comme nous l'avons fait, s'avère en tout cas fondamental, mais la collecte de

données rétrospectives au niveau contextuel dans les enquêtes démographiques permettrait peut-être de stimuler les analyses multi-niveaux des changements.

Dans les chapitres suivants, nous nous intéressons aux deux variables intermédiaires de la fécondité que sont l'utilisation de la contraception et l'âge au mariage. Nous examinons également le rôle de facteurs individuels et contextuels dans l'explication de ces comportements, en revenant toutefois à des approches transversales.

## Chapitre 6 - Déterminants de la pratique contraceptive au début des années 1990

---

L'analyse des déterminants de la fécondité légitime a mis en évidence l'importance de plusieurs facteurs explicatifs. Au niveau contextuel, l'égalité entre sexes, la proportion d'hommes et la mortalité des enfants ressortent des analyses sur la période 1982-1991, et seules les deux premières variables sont significatives pour les changements entre 1972-1991. A l'inverse, la disponibilité de la contraception n'a pas d'effet sur la fécondité. Au niveau de l'individu et du ménage, l'instruction de la femme, le niveau de vie du ménage, la communication entre époux et la mortalité des enfants ont également des influences sur la fécondité. Dans ce chapitre, nous approfondissons l'étude des déterminants de la fécondité légitime en abordant l'une de ses variables intermédiaires les plus importantes, l'utilisation de la contraception moderne. Nous passerons à l'analyse des déterminants de l'âge au mariage dans le chapitre suivant.

Le fait de se concentrer sur cette variable intermédiaire a plusieurs intérêts, et doit permettre d'approfondir l'interprétation des effets de certaines variables. Par exemple, nous avons montré dans les chapitres précédents que la proportion d'hommes dans le contexte local a un effet très net sur la fécondité, mais cette variable n'influence pas nécessairement la pratique contraceptive. Une influence positive d'un déficit d'hommes sur la pratique contraceptive tendrait à donner du poids à une interprétation de l'effet de cette variable en termes de diffusion. A l'inverse, l'absence de relation ou une relation négative appuierait une interprétation en termes d'abstinence liée à la séparation des époux. On peut également s'attendre à ce que la pratique contraceptive soit plus sensible à une variable comme la disponibilité de la contraception, étant donné le lien a priori plus direct entre celle-ci et l'utilisation de la contraception qu'avec la fécondité. Cela permettrait de nuancer les résultats peu probants des effets de la disponibilité de contraceptifs sur la fécondité. Le rôle de la mortalité au niveau contextuel devrait a priori également ressortir plus clairement sur la pratique contraceptive que sur la fécondité, étant donné que d'autres variables intermédiaires (allaitement, abstinence) peuvent perturber la relation entre mortalité et fécondité.

L'approche adoptée ici est statique : elle vise à mesurer les déterminants de la pratique contraceptive au moment de l'enquête ENPS-II, soit en 1992. Il aurait été possible de travailler sur les changements d'utilisation de la contraception au cours d'une période de cinq années, soit par l'utilisation du calendrier contraceptif de l'enquête de 1992, soit par fusion des fichiers des enquêtes de 1987 et 1992, mais une telle période nous a semblé trop courte pour une analyse pertinente des changements. Aussi, nous nous restreignons ici à une analyse transversale, avec les limites que cela comporte. En particulier, l'estimation de l'effet des services de planification familiale est soumise au problème d'endogénéité déjà discuté et sur lequel nous reviendrons brièvement dans l'interprétation des résultats. Avant de passer aux analyses, synthétisons brièvement les

résultats de quelques travaux récents sur les déterminants de la pratique contraceptive au Maroc.

### Une brève synthèse de la littérature sur la pratique contraceptive au Maroc

Les déterminants de la contraception au Maroc ont reçu, dans la littérature scientifique internationale, une attention plus importante que les autres comportements démographiques. Ceci s'explique notamment par un appui important du programme EVALUATION<sup>1</sup> au Maroc (Bertrand, 1998), et par l'existence d'enquêtes de panel en 1992 et 1995, permettant de traiter certaines questions nouvelles. Trois articles récents, tous trois basés sur les enquêtes de 1992 et 1995, s'intéressent en particulier à l'effet des services de planification familiale sur l'utilisation de la contraception au Maroc.

Steele et al. (1999) cherchent à évaluer l'influence de l'environnement des services de planification familiale sur l'adoption et la continuation de la pratique contraceptive. Il s'agit d'une analyse biographique multi-niveaux à risques concurrents, basée sur les données du calendrier contraceptif de l'enquête de 1995. Les auteurs mettent en évidence l'effet positif de la présence de services de santé à moins de 10 km sur le risque d'adoption post-partum de la contraception. L'une des limites de l'étude soulignée par les auteurs est cependant le caractère non-aléatoire de l'implantation des services de planification familiale. Pour limiter les risques de biais, ils introduisent dans les modèles des "variables de contrôle de plusieurs facteurs associés à la mise en place des services de santé [...qui] n'influencent pas de manière significative les conclusions". Aussi, les auteurs considèrent "que les grandes conclusions sont robustes face à ce problème" (Steele et al., 1999, p. 38). Les variables contextuelles de contrôle prises en compte sont toutefois relativement limitées : il s'agit de l'activité principale, de la proportion de ménages avec l'eau courante, et du principal type de toilettes<sup>2</sup>. Comme nous le verrons, la prise en compte d'autres variables peut sensiblement modifier les résultats.

Magnani et al. (1999) s'intéressent également à l'effet de l'offre de services de planification familiale sur l'utilisation de la contraception au Maroc sur la base des enquêtes de 1992 et 1995. L'un des objectifs de l'article est d'évaluer l'effet de l'accès à la contraception sur son utilisation lors de l'enquête de 1995, en fonction des intentions d'utilisation déclarées par les femmes lors de la première enquête (1992)<sup>3</sup>. Les auteurs mesurent un effet significatif de la disponibilité des méthodes contraceptives dans le centre de santé le plus proche sur la pratique contraceptive<sup>4</sup>. L'un des résultats surprenants est toutefois que l'effet des services de planification familiale sur la pratique contraceptive est plus important parmi les femmes qui n'avaient pas l'intention de l'utiliser. L'une des interprétations proposées par les auteurs est que les femmes qui désirent

<sup>1</sup> Projet des universités de Caroline du Nord et de Tulane financé par l'USAID dans les années 1990.

<sup>2</sup> Les variables socio-économiques "individuelles" sont également limitées : l'instruction de la femme et son milieu de résidence (urbain-rural) sont les deux seules variables explicatives considérées.

<sup>3</sup> Il s'agit d'enquêtes de panel, la moitié des femmes enquêtées lors de la première enquête ayant été également enquêtées lors de la seconde.

<sup>4</sup> Un effet significatif sur les intentions d'utilisation de la contraception est également mesuré.

contrôler leur fécondité réussissent à trouver d'autres sources de contraception en l'absence de services de planification familiale à proximité (Magnani et al., 1999). Cela indiquerait également que les services auraient un effet sur l'intention d'utilisation de la contraception. Ici aussi, les auteurs soulignent le risque de biais dans leurs résultats, liés à l'implantation non-aléatoire des services de planification familiale<sup>5</sup>. De plus, les seules variables contextuelles prises en compte sont l'existence d'un réseau d'égouts et le caractère urbain ou rural de la communauté, et seulement deux variables socio-économiques individuelles sont contrôlées (l'instruction et le type de sol du logement).

Une troisième étude récente (Hotchkiss et al., 1999) vise également à évaluer l'impact des services de planification familiale sur la pratique contraceptive, en utilisant des modèles à effets fixes. La méthodologie adoptée vise précisément à "contrôler le biais de variable manquante" (Hotchkiss et al., 1999, p. 551), c'est-à-dire le fait que les services de planification familiale aient pu être introduits de manière préférentielle dans des zones à forte demande pour la contraception sans que ceci ne soit contrôlé dans les modèles<sup>6</sup>. Globalement, les variables du programme de planification familiale prises en bloc ont un effet sur les changements de la pratique contraceptive, pour l'ensemble du Maroc et pour le milieu rural, mais pas en milieu urbain. L'impact est toutefois relativement modéré, et comme le notent les auteurs, les changements de l'environnement de planification familiale entre 1992 et 1995 font davantage référence à la qualité des services offerts qu'à la disponibilité des services en tant que telle. Ceci s'explique par la période relativement courte sur laquelle sont étudiés les changements, et la couverture déjà importante du programme de planification familiale en 1992.

*Ces trois articles mettent donc en évidence des effets des services de santé et de planification familiale sur la pratique contraceptive*, bien que les problèmes d'endogénéité handicapent les conclusions des deux premiers, et que les résultats du troisième ne mesurent pas réellement l'influence de la disponibilité de la contraception sur son utilisation, mais plutôt l'amélioration de la qualité des services. Les méthodologies adoptées par ces auteurs sont, à des degrés divers, plus sophistiquées que celle que nous utiliserons. *Notre démarche se distingue toutefois de la leur par la prise en compte de facteurs contextuels plus diversifiés*. Alors que les quelques variables contextuelles qu'ils incluent sont essentiellement des variables de contrôle relativement peu intéressantes d'un point de vue théorique, nous incluons, comme dans le chapitre sur la fécondité légitime, des caractéristiques contextuelles susceptibles d'avoir des effets importants sur la pratique contraceptive (mortalité, égalité entre sexes,...).

---

<sup>5</sup> "The effects observed here could have resulted from family planning programme resources having been targeted disproportionately at communities having a high demand for services during a time prior to the study's reference period" (Magnani et al., 1999, p. 129).

<sup>6</sup> Un nombre plus important de variables individuelles est contrôlé par rapport aux deux autres travaux. Outre l'instruction, des variables indiquant la possession de différents biens de consommation et de facilités sont introduites dans les modèles (vélo, moto, radio, voiture, type de sol, électricité, TV, frigo).

## 6.1 Les déterminants de la pratique contraceptive en 1992

Nous analysons ici les déterminants individuels et contextuels de la pratique contraceptive lors de l'enquête de 1992. Nous présentons dans un premier temps le cadre analytique, les données et le modèle statistique de base. Nous développons ensuite brièvement les hypothèses et passons aux résultats. Dans une deuxième partie, nous proposerons une brève analyse des déterminants de la pratique contraceptive distinguant les contraceptions d'espacement et d'arrêt.

### 6.1.1 Cadre analytique

Le cadre analytique qui nous sert de référence est proche de celui adopté dans l'analyse des déterminants de la fécondité. L'idée essentielle est que la décision individuelle d'utiliser la contraception dépend de la demande d'enfants, de l'offre d'enfants et du coût de la régulation (DeGraff, 1991 ; Hermalin, 1983 ). Le cadre d'analyse de Hermalin sur lequel nous nous sommes basé dans le chapitre sur la fécondité légitime suppose toutefois "que tous les comportements de régulation de la fécondité se font à des fins de contrôle (arrêt) plutôt que d'espacement" (Hermalin, 1983, p. 4). Hermalin (1983, p. 30) note encore qu'avec "l'extension de l'utilisation de la contraception à des fins d'espacement, la puissance du modèle diminuera, et de nouveaux modèles incluant les déterminants de l'utilisation de la contraception pour l'espacement seront nécessaires".

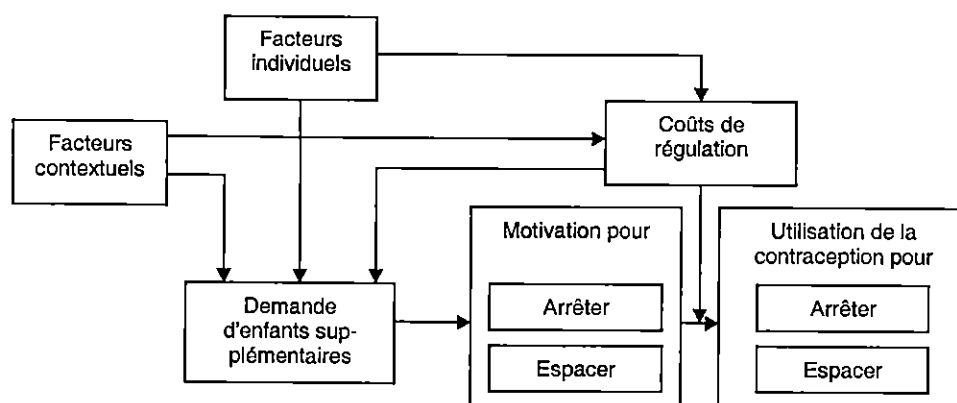
Nous nous inspirons des travaux de quelques auteurs (Bilsborrow et al., 1989 ; DeGraff, 1991 ; Guilkey et Jayne, 1997) qui ont adapté ce cadre d'analyse afin de distinguer l'utilisation de la contraception d'espacement et d'arrêt. Selon le cadre d'analyse retenu (Figure 6-1), une femme décide d'utiliser la contraception à un moment donné en fonction de la motivation de postposer ou d'arrêter sa fécondité, et des coûts d'utilisation de la contraception. La motivation est elle-même déterminée par la demande d'enfants supplémentaires. Lorsque le nombre d'enfants survivants est égal ou supérieur au nombre total d'enfants désirés, la demande d'enfants supplémentaires est nulle et conduit à une motivation pour l'utilisation de la contraception d'arrêt. Si "l'offre [le nombre d'enfants survivants] est inférieure à la demande, [la femme] sera moins motivée, bien qu'elle puisse désirer utiliser une méthode pour espacer les naissances" (Bilsborrow et al., 1989, p. 335). En d'autres termes, la demande d'enfants supplémentaires peut être positive et conduire à une motivation d'utilisation de la contraception d'espacement si la naissance n'est pas désirée directement ou conduire une femme à ne pas être motivée pour utiliser la contraception si la naissance est désirée rapidement.

Plusieurs travaux récents ont estimé ce type de modèle à l'aide d'équations structurales (méthodes multi-équations), en modélisant simultanément la motivation pour l'utilisation de la contraception et l'utilisation de la contraception, fonction elle-même de la motivation et des coûts de régulation (DeGraff et al., 1997 ; Guilkey et Jayne, 1997 ). Ils mettent en évidence de cette manière les "chemins" par lesquels les variables explicatives socio-économiques influencent l'utilisation de la contraception (DeGraff et al., 1997). L'utilisation de telles méthodes est au-delà des objectifs de ce travail.



Dans les analyses qui suivent, il ne sera pas tenu compte de manière explicite des variables intermédiaires que sont la motivation pour l'utilisation de la contraception (elle-même déterminée par la demande d'enfants supplémentaires) et le coût de la régulation. On les considère comme des variables à travers lesquelles les facteurs individuels et contextuels influencent l'utilisation de la contraception, sans nous intéresser davantage à ces mécanismes. Nous supposons que la demande d'enfants supplémentaire, et donc la motivation pour l'utilisation de la contraception, est fonction de la durée de mariage et d'un ensemble de facteurs socio-économiques individuels et contextuels. Ces facteurs individuels et contextuels, et en particulier la disponibilité de la contraception, peuvent aussi influencer l'utilisation de la contraception par l'intermédiaire des coûts de régulation.

Figure 6-1 : Cadre analytique des déterminants individuels et contextuels de la pratique contraceptive.



Nous traitons dans un premier temps les déterminants de l'utilisation de la contraception sans distinguer le motif d'utilisation (arrêt ou espacement) et passerons ensuite à une brève analyse distinguant les contraceptions d'arrêt et d'espacement.

### 6.1.2 Données

Les données individuelles qui proviennent de l'enquête ENPS-II de 1992 (voir chapitre 3) reposent sur l'échantillon des femmes mariées résidant en milieu rural au moment de l'enquête, en excluant les visiteuses et les femmes d'une grappe de sondage par manque de données contextuelles. Cela représente un total de 3034 femmes de 15-49 ans. La variable analysée dans ces modèles est l'utilisation d'une méthode contraceptive moderne au moment de l'enquête<sup>7</sup>. Les données explicatives contextuelles proviennent de l'enquête communautaire de 1992 et des recensements de 1982 et 1994<sup>8</sup>.

Nous avons vu dans le troisième chapitre que la pratique contraceptive avait connu une augmentation importante au Maroc au cours des dernières décennies. En milieu rural, elle est passée en une dizaine d'années de moins de 10 % en 1980 à près de 30 % en

<sup>7</sup> Dans la deuxième partie de ce chapitre, nous distinguons l'utilisation de la contraception suivant le motif d'utilisation.

<sup>8</sup> Les valeurs de deux variables (égalité entre sexes et proportion d'hommes) ont été estimées pour l'année 1992 par interpolation linéaire des données de 1982 et 1994.

1992. Ici aussi, il est clair que toutes les communautés n'ont pas été touchées de la même manière, et on peut s'attendre à une forte hétérogénéité contextuelle des comportements contraceptifs, point que nous abordons ci-dessous.

### 6.1.3 Modèle statistique : régression logistique multi-niveaux

Compte tenu de la nature dichotomique de la variable dépendante, la méthode statistique retenue est la régression logistique multi-niveaux. Les modèles sont estimés avec le logiciel MIXOR, développé par D. Hedeker (1999b). Le principe de base de la régression logistique multi-niveaux a été exposé dans le deuxième chapitre. Elle consiste simplement à modéliser le logit de la probabilité qu'un individu  $i$  dans un contexte  $j$  utilise la contraception ( $\pi_{ij}$ ) comme une fonction linéaire de variables indépendantes et d'un ou plusieurs termes aléatoires au niveau contextuel. Un modèle de régression logistique à deux niveaux considérant que seule l'ordonnée à l'origine varie entre contexte se notera :

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_{kij} + u_{0j} \quad \text{Eq. 6-1}$$

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma_{u0}^2)$$

### Relation entre prévalence contraceptive, âge et durée de mariage

Dans les chapitres sur la fécondité légitime, le modèle de Rodriguez-Cleland constituait le point de départ des analyses des déterminants de la fécondité. Il permettait de contrôler l'effet de l'âge par la prise en compte d'un schéma de fécondité naturelle dans l'offset, et selon ce modèle, la fécondité légitime s'écarte du schéma de fécondité naturelle en fonction croissante de la durée de mariage. Nous avons par ailleurs contrôlé également la cohorte de mariage, afin de tenir compte du fait que le contrôle de la fécondité est plus important parmi les cohortes récentes que parmi les femmes des cohortes plus anciennes.

Tableau 6-1 : Paramètres des modèles logit vides (à un niveau) de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992.

Paramètre	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Constante	-3,006***	-1,418***	-1,640**
Age	0,121***	-	0,015
Age carré	-0,002***	-	-0,000
Durée de mariage	-	0,064***	0,058**
Durée de mariage carré	-	-0,002***	-0,002**
Déviance	3447,4	<u>3442,0</u>	3441,9
Nombre de paramètres	3	3	5
* : p<0,1 ** : p<0,05 *** : p<0,01 (tests bilatéraux)			

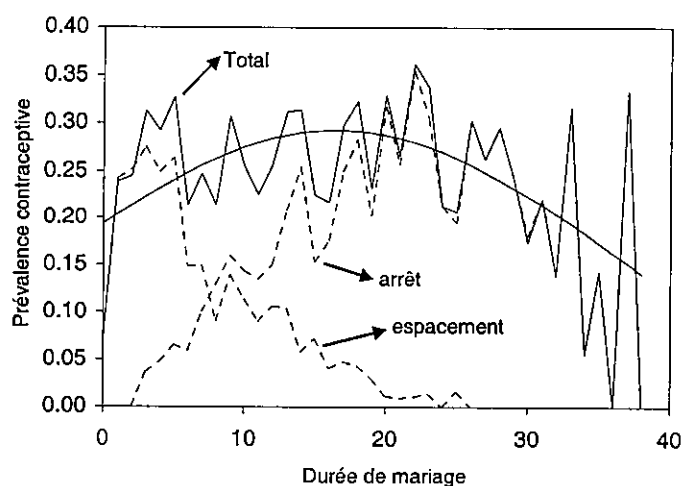
Ne disposant pas d'un modèle similaire pour la pratique contraceptive, l'approche adoptée ici est plus simple : elle consiste à contrôler l'effet de la durée de mariage par un polynôme de degré 2<sup>9</sup>. Différents modèles ont été comparés, d'abord en contrôlant l'âge et l'âge au carré, ensuite la durée de mariage et la durée de mariage au carré, et enfin les quatre variables ensemble. Les résultats de ces modèles sont repris dans le tableau ci-dessus (Tableau 6-1).

L'ajustement est meilleur avec la durée de mariage (modèle 2) qu'avec l'âge (modèle 1). La prise en compte des quatre variables simultanément (modèle 3) n'améliore pas l'ajustement et montre également que l'âge n'est pas significatif lorsque la durée de mariage est contrôlée. Le modèle de base retenu est donc le suivant :

$$\text{logit}(\pi_i) = \beta_0 + \beta_1.d_i + \beta_2.d_i^2 \quad \text{Eq. 6-2}$$

où  $d$  est la durée de mariage. Les valeurs des probabilités d'utilisation de la contraception par durée de mariage observées et prédites par le polynôme sont reprises sur la Figure 6-2, illustrant d'une part l'ajustement relativement bon de cette fonction, et d'autre part la variabilité assez importante de la prévalence contraceptive en fonction de la durée de mariage, liée aux faibles effectifs. Nous avons également reporté sur ce graphique (en pointillés) les prévalences contraceptives en distinguant l'utilisation à des fins d'espacement ou d'arrêt<sup>10</sup>. Nous reviendrons sur ce point dans la deuxième partie de ce chapitre.

Figure 6-2 : Relation entre prévalence contraceptive et durée de mariage, Maroc rural, 1992.



<sup>9</sup> Plusieurs fonctions ont été testées et les polynômes de degré deux offrent le meilleur ajustement en étant parcimonieux. Le fait de contrôler la durée de mariage par un polynôme se justifie par le fait qu'il facilite la prise en compte de paramètres aléatoires. Ce point est traité plus en détail dans le chapitre suivant consacré à l'âge au mariage.

<sup>10</sup> Les définitions utilisées ici sont celles des enquêtes EDS, mais nous restreignons l'analyse à la contraception moderne. La contraception d'espacement fait référence aux femmes qui utilisent la contraception et désirent un autre enfant, qui ne sont pas décidées quant au moment de la prochaine naissance ou qui ne sont pas certaines de vouloir un enfant supplémentaire. La contraception d'arrêt fait référence aux femmes utilisant la contraception et qui ne veulent plus d'enfants.

L'interprétation de cette fonction n'est pas directe étant donné que des effets de durée de mariage, d'âge et de génération sont confondus, et que les contraceptions d'espacement et d'arrêt ne sont par ailleurs pas distinguées. A priori, on pourrait s'attendre à ce que la probabilité d'utilisation de la contraception augmente avec la durée de mariage, de manière similaire au fait que le degré de contrôle de la fécondité légitime augmente avec la durée de mariage dans le modèle de Rodriguez-Cleland. Plusieurs éléments expliquent toutefois que la relation entre durée de mariage et prévalence contraceptive n'est pas croissante. D'une part, on l'a souligné, une partie de l'utilisation de la contraception sert à espacer plutôt qu'à limiter les naissances. Aux faibles durées de mariage, une majorité des femmes utilisent la contraception d'espacement, et l'importance de la contraception d'arrêt croît avec la durée de mariage (Figure 6-2). En d'autres termes, on peut observer des prévalences contraceptives élevées même à des faibles durées de mariage, mais il s'agit essentiellement de contraception d'espacement. Par ailleurs, l'effet de l'âge n'est pas contrôlé séparément dans l'approche adoptée ici. On peut donc s'attendre à ce qu'aux âges élevés (et donc aux durées de mariage élevées) la pratique contraceptive diminue parce que la fécondabilité diminue. Enfin, on peut aussi s'attendre à ce qu'elle diminue avec la durée de mariage comme le résultat d'un effet de génération, les générations anciennes ayant moins tendance à contrôler leur fécondité. Au total, il est donc difficile d'interpréter de manière directe les paramètres de cette fonction, et nous la considérons ici comme permettant simplement de contrôler simultanément les effets d'âge, de durée de mariage et de génération.

### Extension multi-niveaux du modèle

Dans un premier temps, nous ajustons le modèle multi-niveaux vide, ne contenant que la durée de mariage, et le ou les termes aléatoires au niveau contextuel. A priori, chaque coefficient de l'équation (Eq. 6-2) peut être considéré comme aléatoire entre contextes, ce qui conduit à l'équation suivante :

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \beta_0 + u_{0j} + (\beta_1 + u_{1j}).d_{ij} + (\beta_2 + u_{2j}).d_{ij}^2 \quad \text{Eq. 6-3}$$

$$\begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \\ u_{2j} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & & \\ \sigma_{u01} & \sigma_{u1}^2 & \\ \sigma_{u02} & \sigma_{u12} & \sigma_{u2}^2 \end{pmatrix} \right]$$

Nous avons testé dans un premier temps les modèles en considérant chaque coefficient un à un comme aléatoire, ensuite en considérant deux coefficients aléatoires, et enfin en considérant trois coefficients aléatoires. Les résultats sont synthétisés dans le Tableau 6-2.

Parmi les modèles à un coefficient aléatoire, celui dont la constante varie entre contextes donne de très loin le meilleur ajustement. Aucun des modèles à deux ou trois coefficients aléatoires n'améliore de manière significative l'ajustement, et nous retenons donc le modèle suivant :

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \beta_0 + \beta_1.d_{ij} + \beta_2.d_{ij}^2 + u_{0j} \quad \text{Eq. 6-4}$$

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma_{u0}^2)$$

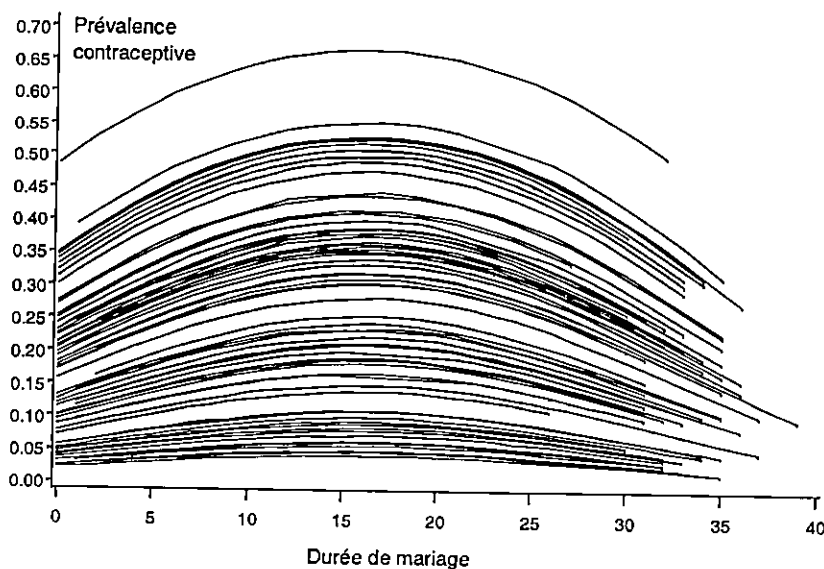
Tableau 6-2 : Synthèse des résultats des modèles à effets aléatoires de la pratique contraceptive (modèles vides), Maroc rural, 1992.

Variables	1 coefficient aléatoire			2 ou 3 coefficients aléatoires		
	1	2	3	6	7	8
Constante	A	F	F	A	A	A
Durée de mariage	F	A	F	A	F	A
Durée de mariage au carré	F	F	A	F	A	A
Déviance	3177,5	3238,4	3307,2	3176,3	3176,4	3175,8
Nombre de paramètres	4	4	4	6	6	8

A : coefficient aléatoire ; F : coefficient fixe

En d'autres termes, la relation entre le logit de la probabilité d'utiliser la contraception et la durée de mariage ne varie pas de manière significative entre contextes. Seul le niveau change. Les probabilités d'utilisation de la contraception moderne en fonction de la durée de mariage au sein de chaque contexte prédites par le modèle vide sont reportées en Figure 6-3<sup>11</sup>. Elle illustre clairement la très forte hétérogénéité entre contextes des prévalences contraceptives, qui en moyenne vont de 3 à environ 60 %. Quelques contextes se distinguent par des utilisations de la contraception particulièrement élevées (Fedalate, Mtal,...) ou particulièrement faibles (Tillouguite, Taghbalt).

Figure 6-3 : Prévalences contraceptives par durée de mariage et par contexte prédites par le modèle multi-niveaux vide, Maroc rural, 1992.



Comme nous l'avons fait pour la fécondité légitime, nous avons ici sélectionné les contextes dont les résidus sont les plus élevés ou les plus faibles. Leurs caractéristiques sont reprises dans le Tableau 6-3. Plusieurs facteurs contextuels apparaissent a priori

<sup>11</sup> Les courbes s'arrêtent à la durée de mariage maximale observée dans le contexte.

fortement associés à l'utilisation de la contraception. C'est le cas par exemple du degré d'égalité entre sexes, en moyenne quatre fois plus élevé dans les contextes à forte prévalence contraceptive. L'écart est un peu moins fort que ce que l'on observait pour la fécondité légitime dans le quatrième chapitre, où le degré d'égalité était en moyenne sept fois plus élevé dans les contextes à faible fécondité. La proportion de femmes regardant la télévision est également en moyenne beaucoup plus importante dans les cinq contextes à prévalence la plus élevée. La mortalité infanto-juvénile ressort aussi de ces quelques analyses exploratoires, bien que moins nettement que pour la fécondité. La distance au centre urbain et la disponibilité de la contraception (dates de début des visites à domicile et disponibilité moyenne de la contraception dans les structures fixes entre 1982 et 1991) apparaissent également, a priori, associées à la pratique contraceptive. Nous avons également repris dans la première colonne le rang du résidu dans le modèle vide de la fécondité légitime du chapitre 4. Si l'on constate une certaine relation entre résidus de la fécondité légitime et de la contraception, les résidus les plus faibles pour la contraception étant en moyenne plus élevés pour la fécondité et inversement, elle est cependant loin d'être parfaite. En d'autres termes, les contextes à faible fécondité ne sont pas nécessairement les contextes à forte prévalence contraceptive.

Tableau 6-3 : Quelques caractéristiques des contextes sélectionnés sur la base des valeurs extrêmes des résidus contextuels du modèle vide de la pratique contraceptive, Maroc rural, 1992.

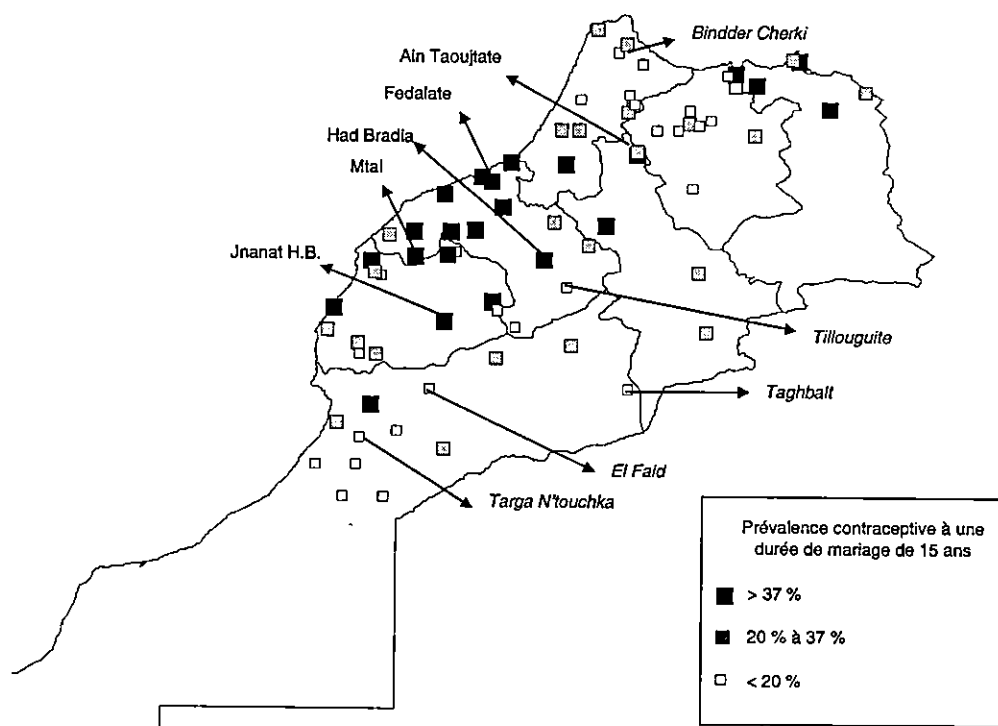
Communes dans lesquelles se situent les grappes (provinces)	Rang du résidu fécondité légitime	Egalité entre sexes (1992)	Mortalité infanto-juvénile (1957-91)	Date VDMS (1)	Nombre moyen de services de PF (1982-91)	Distance au centre urbain (km)	% de femmes regardant la TV (1992)
<b>Résidus les plus faibles</b>							
Tillouguite (Azilal)	51	0,135	114 ‰	-	0,0	66	4,5
Taghbalt (Ouarzazate)	63	0,103	245 ‰	1990	1,0	206	71,9
Targa N'touchka (Agadir)	18	0,021	187 ‰	-	0,9	40	8,8
El Faïd (Taroudant)	44	0,161	175 ‰	-	0,6	54	0,0
Bindder Cherki (Tetouan)	73	0,158	260 ‰	-	0,0	30	3,5
<b>Moyennes</b>	<b>50</b>	<b>0,116</b>	<b>196 ‰</b>	<b>0,04</b>	<b>0,5</b>	<b>79</b>	<b>17,7</b>
<b>Résidus les plus élevés</b>							
Inanat H. B. (Marrakech)	27	0,609	145 ‰	1984	3,2	5	54,0
Ain Toujtat (Meknes)	19	0,472	149 ‰	1982	1,7	44	48,0
Had Bradia (Beni Mellal)	3	0,403	82 ‰	-	0,5	21	81,8
Mtal (El Jadida)	39	0,163	152 ‰	1982	1,5	15	22,9
Fedalte (Benslimane)	22	0,426	103 ‰	1986	1,4	17	50,8
<b>Moyennes</b>	<b>22</b>	<b>0,415</b>	<b>126 ‰</b>	<b>0,68</b>	<b>1,7</b>	<b>20</b>	<b>51,5</b>

(1) Les moyennes de la variable de VDMS font référence à la proportion de la période 1982-1991 pendant laquelle un service de VDMS desservait la localité.

La carte ci-dessous (Figure 6-4) reprend les prévalences contraceptives à 15 ans de mariage prédites par ce modèle vide au sein de chacun des contextes, sur laquelle sont également indiqués les 10 contextes extrêmes. De nouveau, on constate une certaine corrélation spatiale de ces résidus, qui est ici assez marquée. La prévalence est plus

élevée dans la région du Centre (Had Bradia, Mtal, Fedalate), où se trouvent notamment la ville de Casablanca (voisine de Fedalate). Les contextes à faibles prévalences contraceptives sont par contre davantage isolés (Taghbalt, Targa N'touchka,...).

Figure 6-4 : Carte des prévalences contraceptives à 15 ans de mariage prédites par contextes par le modèle multi-niveaux vide, Maroc rural, 1982-1991.

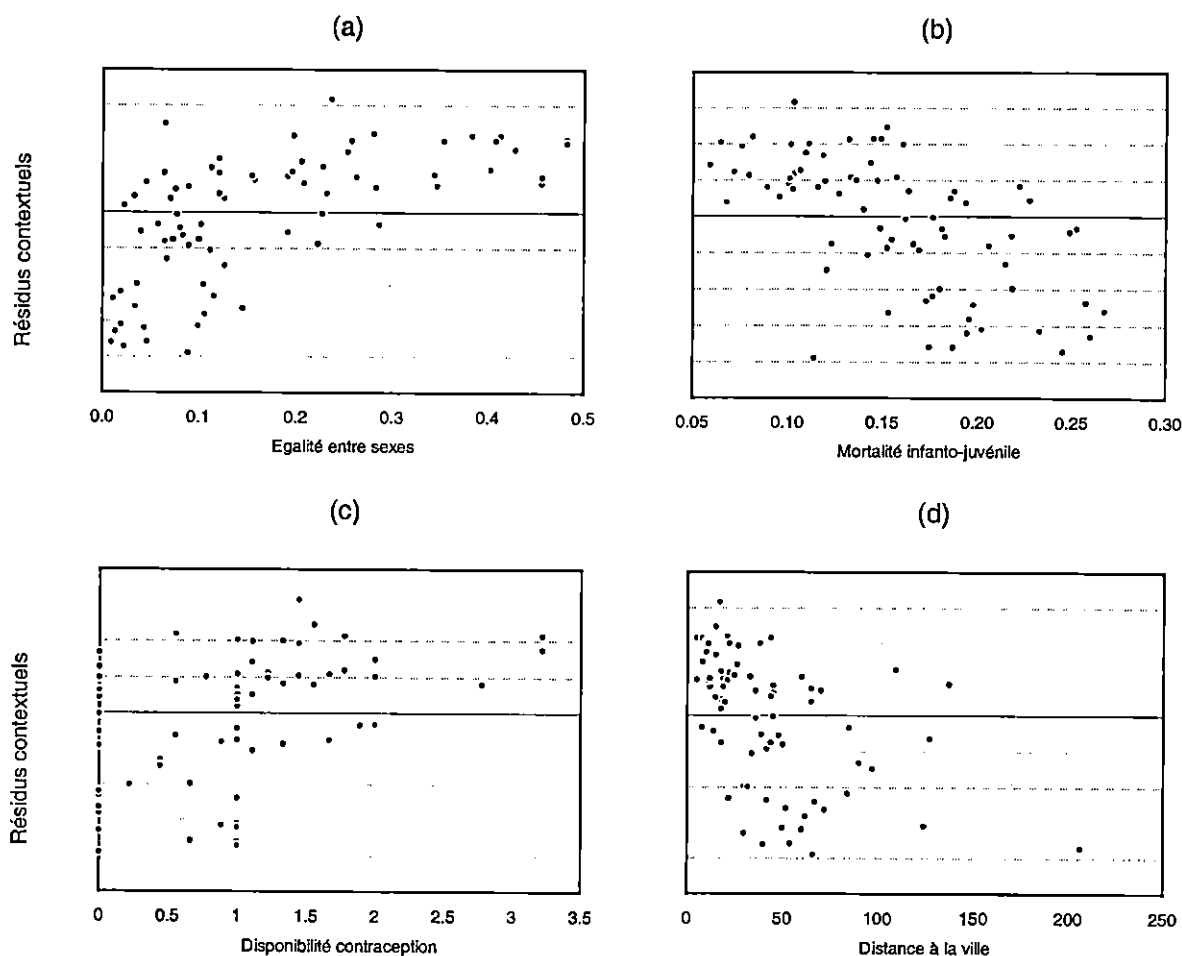


Les relations entre les résidus et quelques variables contextuelles sont également reprises sur les graphiques ci-dessous (Figure 6-5). On voit notamment une relation claire des résidus contextuels avec la mortalité infantile et avec l'égalité entre sexes. Les relations avec la distance à la ville et avec la disponibilité de la contraception ressortent moins clairement mais ces deux variables semblent bien toutefois associées à la pratique contraceptive.

#### 6.1.4 Hypothèses et variables explicatives

Nous exposons brièvement les variables explicatives retenues, dont les caractéristiques (moyennes, écarts-types,...) sont reprises dans le Tableau 6-4. Etant donné qu'il s'agit essentiellement des mêmes variables que celles utilisées dans le quatrième chapitre, nous les présentons brièvement. Nous passons ensuite aux modèles et à l'interprétation des résultats.

Figure 6-5 : Relations entre résidus contextuels du modèle vide de la pratique contraceptive et quatre variables contextuelles, Maroc rural, 1992.



### Services de planification familiale

Deux variables relatives à la disponibilité de la contraception au sein du contexte sont prises en compte : la disponibilité de la contraception moderne dans les structures fixes (hôpitaux, centres de santé, dispensaires, cliniques, médecins, pharmacies, AMPF<sup>12</sup>) situées à moins de 15 kilomètres de la grappe, et la couverture de la localité par les visites à domicile de motivation systématique (VDMS). Les variables sont ici construites comme des indices de disponibilité de la contraception au cours des 10 années précédant l'enquête. Pour les structures fixes, il s'agit de la valeur cumulée pour chaque année depuis 1982 (divisée par 10) du nombre de services offrant au moins une méthode contraceptive moderne. Pour les VDMS, il s'agit de la proportion de la période 1982-1991 pendant laquelle la localité était couverte par les VDMS. L'hypothèse générale est que la disponibilité de la contraception facilite l'utilisation de la contraception, et en particulier que la durée d'existence des services augmente le recours à la contraception (Casterline, 1987, p. 895). L'hypothèse selon laquelle la disponibilité de la contraception favorise son utilisation a été fréquemment traitée dans la littérature, et

<sup>12</sup> Association marocaine de planification familiale.



notamment au Maroc (Hotchkiss et al., 1999 ; Hotchkiss et al., 1995 ; Magnani et al., 1999 ; Steele et al., 1999 ), mais l'influence de la durée de présence a rarement été testée (Hermalin et Chayovan, 1984). L'intérêt de tenir compte de la durée de présence tient au fait que l'effet de la disponibilité de la contraception sur l'utilisation peut se faire avec un certain délai, notamment si une partie de l'influence des services de planification passe par la modification de la demande d'enfants et de la motivation d'utilisation, et pas uniquement par la diminution des coûts d'accès à la contraception.

Tableau 6-4 : Sources, dates, moyennes, écarts-types, minimum et maximum des variables individuelles et contextuelles, Maroc rural.

Variables	Source	Date	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<b>Variables individuelles (n=3 034)</b>						
Age au moment de l'enquête	ENPS-II	1992	32,7	8,7	15	49
Durée de mariage	ENPS-II	1992	14,2	9,1	0	39
Niveau de vie du ménage <sup>(1)</sup>	ENPS-II	1992	-0,160	0,639	-0,862	2,070
Mari agriculteur	ENPS-II	1992	0,449	0,497	0	1
Instruction femme	ENPS-II	1992	0,332	1,449	0	16
Egalités entre époux	ENPS-II	1992	0,809	0,393	0	1
Communication entre époux	ENPS-II	1992	0,527	0,499	0	1
Travail femme	ENPS-II	1992	0,238	0,426	0	1
Regarde TV	ENPS-II	1992	0,372	0,483	0	1
Proportion d'enfants décédés	ENPS-II	1992	0,106	0,183	0	1
<b>Variables contextuelles (n=74)</b>						
Mortalité infanto-juvénile	ENPS-I/II	1957-91	0,155	0,052	0,059	0,267
% de femmes regardant TV	ENPS-II	1992	0,339	0,272	0	0,902
Egalités entre sexes	RGPH82-94	1992	0,273	0,158	0,021	0,609
Distance centre urbain ( * 100 km)	QC92	1992	0,42	0,36	0,05	2,06
Route goudronnée	QC92	1992	0,784	0,412	0	1
Proportion d'hommes	RGPH82-94	1992	0,493	0,025	0,378	0,523
Contraception à <15 km (durée)	QC92	1982-92	0,908	0,732	0	3,2
Visites à domicile (VDMS) <sup>(2)</sup> (durée)	QC92	1982-92	0,268	0,321	0	0,9
Abréviations : ENPS : Enquête Nationale sur la Population et la Santé ; RGPH : Recensement général de la population et de l'habitat ; QC : Questionnaire communautaire.						
<sup>(1)</sup> : La construction de l'indicateur de niveau de vie est décrite en annexe ; <sup>(2)</sup> : Les dates de début des VDMS sont imputées selon une procédure décrite en annexe.						

### Instruction des femmes

Nous mesurons l'instruction de la femme au niveau individuel par le nombre d'années d'instruction. Les influences de l'instruction sur la pratique contraceptive sont identiques à celles discutées dans le chapitre sur la fécondité légitime : une autonomie plus importante des femmes instruites conduit à un plus grand pouvoir de décision, à plus de contacts avec le monde extérieur, une meilleure communication entre époux, à une importance réduite des enfants comme source de sécurité, une meilleure connaissance

de la contraception, etc. (Jejeebhoy, 1998). Les influences de l'instruction sont donc multiples et passent par la demande d'enfants et les coûts de la régulation.

### **Egalité entre sexes et autonomie de la femme**

L'égalité entre sexes au niveau du ménage est prise en compte par l'égalité entre époux en termes d'instruction et par un indicateur qui mesure la communication entre époux. Ces deux indicateurs ont été testés également dans le cas de la fécondité. L'hypothèse à l'origine de l'inclusion de la première variable est que le fait qu'une femme ait une instruction supérieure ou égale à celle de son mari lui confère un plus grand pouvoir de décision au sein du ménage, notamment en matière d'accès à la contraception. La seconde variable tient compte du fait que la communication entre époux conduit à une demande d'enfants plus faible et un meilleur accès à la contraception (Beckman, 1983 ; Bilsborrow et al., 1989). Une troisième variable mesure un aspect de l'autonomie de la femme, distinguant les femmes ayant déjà travaillé au moment de l'enquête des autres femmes.

Au niveau contextuel, le degré d'égalité entre hommes et femmes est mesuré par le rapport du taux d'alphabétisation des femmes au taux d'alphabétisation des hommes en 1982 dans la commune. Un système inégalitaire favoriserait notamment la demande d'enfants, ceux-ci étant source de sécurité et de statut social pour la femme, il limiterait les contacts avec le monde extérieur, etc. (cf. chapitre 4).

### **Mortalité des enfants**

Deux variables de mortalité sont prises en compte. La première, au niveau individuel, mesure la proportion d'enfants de la femme qui sont décédés au moment de l'enquête, un indicateur de perceptions des risques de décès des enfants (DeGraff, 1991). La seconde est la mortalité mesurée au niveau contextuel au cours de la période 1957-1991. L'hypothèse est que cette variable influence l'utilisation de la contraception par l'effet d'assurance (perception des risques de décès) et à travers l'influence de normes pour une fécondité élevée. Plus la mortalité est forte, plus l'utilisation de la contraception devrait donc être faible.

### **Niveau de vie du ménage et profession du mari**

Le niveau de vie est mesuré par un indicateur composite basé sur la possession de biens du ménage (cf. annexe). L'hypothèse est que plus les femmes sont pauvres, plus leur demande d'enfants sera élevée et l'accès à la contraception difficile, plus en définitive l'utilisation de la contraception sera faible. Un sentiment de fatalisme et de manque de contrôle sur les événements a également été relevé par quelques auteurs comme facteur à l'origine de la plus faible pratique contraceptive des femmes pauvres au Maroc (Bourqia, 1995 ; Mernissi, 1975 ). Une seconde variable indique si le mari est agriculteur indépendant. L'hypothèse est ici que les ménages vivant de l'agriculture peuvent retirer un bénéfice plus important du travail des enfants, ce qui favoriserait une demande d'enfants plus élevée et donc une plus faible utilisation de la contraception.

### Phénomènes de diffusion

Les mêmes indicateurs individuels et contextuels que dans le chapitre sur la fécondité sont pris en compte pour mesurer l'effet potentiel de phénomènes de diffusion. Au niveau individuel, une variable dichotomique indiquant si les femmes regardent la télévision au moins une fois par semaine mesure l'accès aux médias. L'hypothèse est que la télévision véhicule des valeurs susceptibles d'influencer la demande d'enfants et l'utilisation de la contraception, et que le fait de regarder la télévision est d'une manière générale un indicateur d'ouverture culturelle.

Au niveau contextuel, la proportion de femmes regardant la télévision au moins une fois par semaine (en 1992) mesure l'influence contextuelle de la télévision au-delà de son effet individuel. Une proportion importante de femmes regardant la télévision dans le contexte aurait un effet sur la pratique contraceptive des autres femmes du contexte, que celles-ci regardent ou non la télévision (Reed et al., 1999). La distance à la ville la plus proche et l'existence d'une route goudronnée sont également prises en compte comme indicateurs de diffusion et d'ouverture sur l'extérieur (Freedman, 1974).

Nous testons également ici l'influence de la proportion d'hommes sur la pratique contraceptive. Dans les chapitres sur la fécondité légitime, nous avons émis l'idée qu'une partie de l'effet de l'absence d'hommes dans le contexte local sur la fécondité pouvait résulter de contacts plus fréquents avec l'extérieur dans des contextes fortement touchés par la migration masculine. Selon cette hypothèse, la faible proportion d'hommes devrait être associée à une plus grande pratique contraceptive.

#### 6.1.5 Résultats

Compte tenu de la variable dépendante (utilisation de la contraception) et de l'existence de quelques travaux sur le rôle des services de planification familiale au Maroc, nous avons jugé intéressant de séparer les résultats en deux sections. Une première plus spécifiquement axée sur les variables relatives aux services de planification familiale, en incluant aussi les variables individuelles. La deuxième section tient compte de facteurs contextuels plus diversifiés, permettant ainsi d'évaluer l'effet de l'omission de ces variables sur les résultats relatifs aux effets des variables d'offre de planification familiale sur la pratique contraceptive.

#### Les services de planification familiale

Nous introduisons les variables explicatives en plusieurs étapes, en commençant par les variables relatives aux services de planification familiale et en passant ensuite aux variables individuelles. Nous éliminons dans une troisième étape les variables non significatives (Tableau 6-5).

Le premier modèle (H.1) inclut les deux variables relatives à la durée de présence des services de planification familiale. Il indique un effet très significatif de la disponibilité de la contraception dans les structures fixes sur la pratique contraceptive, et un effet légèrement significatif de la couverture par les services de visites à domicile (VDMS)

au cours de la période 1982-91<sup>13</sup>. La disponibilité de la contraception moderne dans une structure fixe sur l'ensemble de la période 1982-1991 correspond à un rapport de cotes de 1,85, et la présence de VDMS au cours des dix années précédant l'enquête correspond à un rapport de cotes de 2,1. Les effets mesurés sont donc assez sensibles.

Tableau 6-5 : Résultats des modèles logit multi-niveaux de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992.

Variables	Modèle vide	Modèle H.1	Modèle H.2	Modèle H.3
Constante	-1,784***	-2,616***	-3,041***	-2,832***
Durée de mariage	0,092***	0,092***	0,111***	0,109***
Durée de mariage carré	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,003***
<b>Variables individuelles</b>				
Instruction femme	-	-	0,087*	0,083**
Niveau de vie	-	-	0,342**	0,429***
Communication entre époux	-	-	0,359***	0,352***
Proportion d'enfants décédés	-	-	-0,969**	-0,976***
Egalité entre époux	-	-	0,040	-
Travail femme	-	-	-0,156	-
Regarde TV	-	-	0,190	-
Mari agriculteur	-	-	0,172*	-
<b>Variables contextuelles</b>				
Contraception à < 15 km (durée)	-	0,614***	0,478***	0,447***
Visites à domicile (durée)	-	0,730*	0,903***	0,911***
Variance contextuelle $\sigma^2_{u0}$	1,163***	0,796***	0,764***	0,756***
Réduction de var. contextuelle	-	31,5 %	34,3 %	35,0 %
Déviance	3177,5	3158,7	3078,4	3085,3
Nombre de paramètres	4	6	14	10
*** : p<0,01 ** : p<0,05 * : p<0,1 + : p<0,2 (tests bilatéraux, sauf pour variances contextuelles)				

Le deuxième modèle (H.2) inclut les variables individuelles, permettant notamment de contrôler le fait que la composition de la population des contextes varie selon la présence ou non de services de planification familiale. Par exemple, les contextes couverts par des centre de santé ont une population à niveau de vie en moyenne plus élevé. Parmi les huit variables testées, quatre sont significatives. La communication entre époux l'est au seuil de 1%, le niveau de vie et la proportion d'enfants décédés sont significatifs à 5 %, et l'instruction de la femme l'est plus légèrement (10 %). Aucune

<sup>13</sup> Lorsque l'on tient seulement compte de l'existence des visites à domicile en 1992, sans prendre en compte la durée de présence, la variable est loin de la significativité. Ceci indique donc que la durée de présence a un effet sur la probabilité d'utiliser la contraception. Il est néanmoins possible que les VDMS aient été introduites d'abord dans des régions où la demande de contraception était plus forte, ce qui pourrait induire une corrélation fallacieuse entre durée de présence des VDMS et utilisation de la contraception.

des quatre autres variables (égalité entre époux, travail de la femme, mari agriculteur et TV) n'est significative, comme dans l'analyse des déterminants de la fécondité (chapitre 4).

En ce qui concerne les services de planification familiale, on note deux choses. Quand les variables individuelles sont contrôlées, le coefficient de la disponibilité de la contraception dans les structures fixes est nettement réduit (d'un quart environ) mais reste très significatif. Ceci traduit le fait que ces services sont davantage disponibles dans des contextes caractérisés par des populations à niveau de vie et à niveau d'instruction plus élevés. Ne pas contrôler ces variables conduit donc à surestimer l'effet de ces services sur la pratique contraceptive. On observe par contre le phénomène inverse pour les visites à domicile, dont le coefficient augmente d'environ 20 % et devient très significatif. Cela s'explique par le fait que les visites à domicile ont, à l'inverse, été préférentiellement introduites dans les contextes plus défavorisés (Steele et al., 1999). L'exclusion des variables individuelles non-significatives ne modifie que très peu les résultats (modèle H.3), si ce n'est l'augmentation du degré de significativité du niveau de vie et de la mortalité. Au total, ces modèles rendent compte d'environ un tiers de la variance contextuelle.

Nous avons également testé les interactions entre les variables de disponibilité des services de planification familiale et chacune des quatre variables individuelles significatives (résultats non repris). Seule l'interaction entre niveau de vie et visites à domicile est proche de la significativité. Son signe positif indique que l'effet de l'existence de visites à domicile sur l'utilisation de la contraception serait un peu plus fort parmi les femmes à niveau de vie plus élevé.

*Au total, ces résultats indiquent donc des effets sensibles des services de planification familiale sur la pratique contraceptive qui restent très significatifs après le contrôle des variables individuelles.* Les rapports de cotes correspondant aux effets de ces variables sont respectivement de 1,9 et 1,8 pour la disponibilité dans les structures fixes et les visites à domicile (Tableau 6-7, page 203). Dans les modèles qui suivent, nous conservons les variables significatives des modèles précédents et incluons plusieurs variables contextuelles supplémentaires. L'objectif est non seulement de mesurer l'effet de ces variables sur la pratique contraceptive, mais également de contrôler des facteurs potentiellement associés à la mise en place des services de planification familiale. Comme nous l'avons vu dans la brève synthèse de la littérature sur la contraception au Maroc, les variables de contrôle au niveau contextuel prises en compte sont généralement sommaires, et ne contrôlent pas nécessairement de manière appropriée les variables de confusion potentielles.

### **Le rôle des autres variables contextuelles**

Nous repartons ici d'un modèle vide, et introduisons d'abord les variables contextuelles de manière progressive en commençant par les plus lointaines dans la structure causale ; dans un deuxième temps, nous incluons les variables individuelles significatives de la section précédente. L'ordre d'introduction des variables contextuelles est identique

à celui adopté dans le quatrième chapitre : (1) distance à la ville et route, (2) proportion d'hommes, (3) égalité entre sexes, et (4) proportion de femme regardant la TV, mortalité des enfants et services de planification familiale. Les résultats sont repris dans le Tableau 6-6.

Tableau 6-6 : Résultats des modèles logit multi-niveaux de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992 (suite).

Variables	Modèle 1.1	Modèle 1.2	Modèle 1.3	Modèle 1.4	Modèle 1.5	Modèle 1.6
Constante	-1,482***	-9,418***	-7,130***	-3,928*	-5,107*	-4,973**
Durée de mariage	0,091***	0,093***	0,092***	0,093***	0,109***	0,109***
Durée de mariage carré	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,003***
Variables individuelles						
Instruction femme	-	-	-		0,084+	0,084*
Niveau de vie	-	-	-		0,397***	0,412***
Communication entre époux	-	-	-		0,337***	0,336***
Proportion d'enfants décédés	-	-	-		-0,931**	-0,930**
Variables contextuelles						
Distance à la ville	-0,013***	-0,012***	-0,007**	-0,007**	-0,007*	-0,006*
Route goudronnée	0,364+	0,361+	0,182	0,231+	0,151	-
Proportion d'hommes	-	15,920***	9,116*	5,197	7,457+	7,358*
Egalité entre sexes	-	-	3,437***	0,984	0,708	0,827
Mortalité	-	-	-	-7,186***	-6,515***	-6,390***
% regardant la TV	-	-	-	0,569+	0,077	-
Contraception à < 15 km (durée)	-	-	-	0,138	0,179	0,185+
Visites à domicile (durée)	-	-	-	0,442*	0,402+	0,382+
Variance contextuelle $\sigma^2_{u0}$	0,915***	0,823***	0,402***	0,260***	0,307***	0,297***
Réduction de var. contextuelle	21,3 %	29,2 %	65,4 %	77,7 %	73,5 %	74,5 %
Déviance	3156,8	3145,0	3124,2	3105,7	3050,9	3051,6
Nombre de paramètres	6	7	8	12	16	14

\*\*\* :  $p < 0,01$  \*\* :  $p < 0,05$  \* :  $p < 0,1$  + :  $p < 0,2$  (tests bilatéraux, sauf pour variances contextuelles)

Dans le premier modèle (I.1), la distance à la ville est très largement significative alors que le coefficient de la présence d'une route ne l'est pas, bien que de signe positif. Ceci indique donc une relation de la pratique contraceptive avec l'isolement spatial, bien qu'une bonne partie de cet effet peut être considérée comme indirecte. Dans le deuxième modèle (I.2), la prise en compte de la proportion d'hommes modifie peu les coefficients des deux autres variables. L'effet de la proportion d'hommes est très nettement significatif, et son coefficient positif indique qu'un déficit d'hommes est tout naturellement associé à une plus faible pratique de la contraception. Ceci confirme que l'influence de cette variable sur la fécondité est liée à la séparation des époux. Le troisième modèle (I.3) inclut la variable d'égalité entre sexes, très nettement significative. L'effet de cette variable correspond à un rapport de cotes de 3 si l'on compare les contextes égalitaires (moyenne plus un écart-type) aux contextes inégalitaires (moyenne moins un écart-type). La prise en compte de cette variable réduit sensible-

ment l'effet de la distance à la ville, montrant que celui-ci serait dans une large mesure indirect. La distance à la ville reste néanmoins clairement associée à la pratique contraceptive.

De manière assez surprenante, la prise en compte des quatre autres variables (mortalité, proportion de femmes regardant la TV et services de planification familiale) divise pratiquement par 4 le coefficient de l'égalité entre sexes (quatrième modèle, I.4). L'explication probable est que l'égalité entre sexes influence la pratique contraceptive par l'intermédiaire de la mortalité des enfants, et que le contrôle de cette dernière diminue très sensiblement l'effet de l'égalité sur la pratique contraceptive<sup>14</sup>. Il reste positif mais est loin de la significativité. L'influence des inégalités entre sexes sur la pratique contraceptive serait donc largement indirecte. Une question est alors de savoir pourquoi son effet sur la fécondité est très largement significatif alors qu'il ne l'est pas sur la pratique contraceptive. Nous y reviendrons dans la discussion. On vient de le souligner, l'effet de la mortalité contextuelle est très important et, nous le verrons ci-dessous, reste clairement associé à la pratique contraceptive après le contrôle des variables individuelles. La proportion de femmes regardant la TV est légèrement associée à la pratique contraceptive mais n'est pas significative. L'accès à un média comme la télévision n'aurait donc pas de réel effet sur le contrôle de la fécondité dans le Maroc rural, que ce soit au niveau individuel ou contextuel.

Élément intéressant, l'effet des services de planification familiale sur la pratique contraceptive est très nettement réduit avec le contrôle de variables contextuelles. Notre hypothèse dans la construction de ce modèle est que les autres variables des variables de confusion, et qu'elles doivent donc être contrôlées. L'effet des visites à domicile reste légèrement significatif, mais la disponibilité de la contraception dans les structures fixes ne l'est plus. Ceci illustre l'importance du contrôle des autres variables contextuelles dans l'évaluation de l'effet des services de planification familiale (Hermalin et Chayovan, 1984).

La prise en compte des variables individuelles dans le cinquième modèle (I.5) modifie peu les résultats, si ce n'est dans le degré de significativité de certaines variables. Par exemple, l'effet des visites à domicile devient légèrement non-significatif. Notons aussi que la variance contextuelle augmente avec la prise en compte des déterminants individuels. Il s'agit d'une particularité des modèles de régression logistique multi-niveaux, dont la variance contextuelle peut augmenter avec l'introduction de variables individuelles même lorsque leur distribution est identique entre contextes (Snijders et Bosker, 1999)<sup>15</sup>.

Dans le sixième modèle (I.6), nous excluons deux variables contextuelles pour obtenir un modèle plus parcimonieux. La proportion de femmes regardant la TV est éliminée

<sup>14</sup> L'hypothèse est que l'égalité entre sexes favoriserait l'autonomie de la femme en matière de nutrition et de soins de santé, ce qui conduirait à une faible mortalité (Mason, 1993).

<sup>15</sup> Ceci est lié au fait que la variance individuelle est fixée dans un modèle de régression logistique et que l'introduction de variables individuelles ne peut donc pas conduire à une diminution de la variance individuelle. Cela peut conduire par contre à une augmentation de la variance contextuelle (Snijders et Bosker, 1999).

étant donné qu'elle est très loin de la significativité et que la variable individuelle n'est pas non plus significative, rendant l'interprétation au niveau contextuel de toute façon difficile. L'effet de l'existence d'une route, très loin de la significativité également ( $p=0,5$ ), est aussi éliminé. La variable d'égalité entre sexes est conservée dans le modèle étant donné qu'elle est de signe attendu et qu'il s'agit d'une variable de confusion a priori importante de l'effet des services de planification familiale sur la pratique contraceptive. Les deux variables de planification familiale sont également conservées dans le modèle. Les résultats sont pratiquement identiques à ceux du modèle précédent. Seules deux variables proches de la significativité (instruction et proportion d'hommes) deviennent légèrement significatives. L'effet de la disponibilité de la contraception n'est pas significatif. *Ces modèles illustrent donc clairement la relative instabilité des valeurs et de la significativité des coefficients de certaines variables contextuelles, et notamment des variables d'offre de planification familiale* (Hermalin et Chayovan, 1984).

Les coefficients de ces variables explicatives sont interprétés plus facilement en les transformant en rapports de cotes (*odds-ratio*), comparant deux valeurs de la variable séparées de deux écarts-types (Tableau 6-7).

Tableau 6-7 : Résultats des modèles logit multi-niveaux de l'utilisation de la contraception exprimés en rapports de cotes, modèle H.3 et I.6, Maroc rural, 1992.

Variables	Modèle H.3	Modèle I.6
<b>Variables individuelles</b>		
Instruction femme	1,27**	1,28*
Niveau de vie	1,73***	1,69***
Communication entre époux	1,42***	1,40***
Proportion d'enfants décédés	0,70***	0,71**
<b>Variables contextuelles</b>		
Egalité entre sexes	-	1,30
Mortalité	-	0,51***
Distance à la ville	-	0,65*
Proportion d'hommes	-	1,44*
Contraception à < 15 km (durée)	1,92***	1,31+
Visites à domicile (durée)	1,79***	1,28+

Dans le modèle I.6, la mortalité au niveau contextuel a l'effet le plus important, le risque d'utilisation de la contraception étant deux fois moins important dans les contextes à forte mortalité<sup>16</sup>. Viennent ensuite l'effet du niveau de vie du ménage et de la distance du contexte à la ville, avec des rapports de cotes respectivement de 1,73 et 0,60, et l'effet de la mortalité au niveau individuel (0,71). La communication entre époux et la proportion d'hommes dans le contexte ont des valeurs de l'ordre de 1,4. Le degré d'égalité entre sexes, qui n'est pas significatif a un rapport de cotes de 1,3, une

<sup>16</sup> Les rapports de cotes ne peuvent pas ici strictement s'interpréter en termes de risques relatifs, mais nous utiliserons néanmoins le terme de risque dans le texte par facilité de langage.



valeur comparable à l'effet relativement modéré de l'instruction de la femme. Les deux effets des variables de services de planification familiale ont également des rapports de cotes de cet ordre de grandeur. En d'autres termes, la disponibilité de la contraception accroît le risque d'utilisation de la contraception, bien que l'effet ne soit pas significatif au seuil de 10 %. Soulignons toutefois ici que nous utilisons des tests bilatéraux, qui est une approche relativement conservatrice. Compte tenu du fait que l'on peut s'attendre, sur la base de considérations théoriques, à une relation positive entre disponibilité et utilisation de la contraception, un test unilatéral pourrait être plus approprié. L'effet des services de planification familiale serait dans ce cas significatif au seuil de 10 %. Quoiqu'il en soit, l'effet de la disponibilité de la contraception est relativement modéré par rapport à d'autres variables comme la mortalité ou la distance à la ville.

### 6.1.6 Discussion des résultats

Comparons ces résultats sur la contraception avec ceux du chapitre 4 sur la fécondité légitime. Certains sont concordants, d'autres s'en distinguent à plusieurs points de vue.

En ce qui concerne les variables individuelles, on note globalement une convergence entre les résultats des analyses sur la fécondité et sur la contraception. Instruction, niveau de vie, communication entre époux et expérience individuelle de mortalité ressortent clairement des modèles. Quelques nuances sont toutefois à relever : l'effet de l'instruction sur la pratique contraceptive ressort moins nettement que sur la fécondité, et c'est le niveau de vie qui a ici l'effet le plus important. Des résultats à comparer néanmoins avec prudence, étant donné que l'analyse des déterminants de la fécondité fait référence à une période décennale et que celle de la pratique contraceptive fait référence au moment de l'enquête (1992).

Les différences les plus importantes concernent les variables contextuelles. En particulier, le degré d'égalité entre sexes au niveau local n'est pas significatif dans le modèle final de la contraception (modèle I.6, Tableau 6-6), alors qu'il s'agit de la variable la plus significative pour la fécondité. Un modèle intermédiaire I.3 met en évidence une relation très significative entre pratique contraceptive et égalité entre sexes, relation qui disparaît toutefois avec le contrôle de la mortalité. La forte corrélation entre ces deux variables handicape donc dans une certaine mesure leur interprétation. Il est toutefois raisonnable de considérer que le degré d'égalité entre sexes a un effet indirect sur la pratique contraceptive par l'intermédiaire de la mortalité. Pourquoi cette variable a-t-elle un effet direct sur la fécondité et pas sur la pratique contraceptive ? Nous n'y avons malheureusement pas trouvé d'explication satisfaisante<sup>17</sup>.

La mortalité infanto-juvénile est précisément le déterminant contextuel le plus significatif pour la pratique contraceptive, alors que son effet sur la fécondité est plus modéré.

<sup>17</sup> Les deux variables d'égalité ne sont pas strictement comparables étant donné qu'elle est mesurée en 1982 pour l'analyse de la fécondité au cours de la période 1982-91, et en 1992 dans ce chapitre sur la contraception. Des modèles explicatifs de la contraception incluant la variable d'égalité en 1982 donnent les mêmes résultats et on peut donc exclure l'hypothèse que les différences seraient dues aux indicateurs différents.

L'une des explications possibles à cette différence tient à l'interférence d'autres variables intermédiaires, qui atténuent la relation entre mortalité et fécondité. Les durées d'allaitement et d'aménorrhée post-partum sont en effet plus longues dans les contextes à forte mortalité<sup>18</sup>. L'effet important de la mortalité sur la contraception ne se traduit donc pas nécessairement par un effet aussi net sur la fécondité, étant donné que la relation entre mortalité et aménorrhée post-partum contrebalance une partie de cet effet. Au bout du compte, ce résultat suggère donc que la mortalité influence le contrôle de la fécondité par effet d'assurance ou par l'intermédiaire de normes pro-natalistes, même si, comme pour la fécondité, une partie de cette relation peut être liée à un effet inverse (de la fécondité -et la pratique contraceptive- sur la mortalité)<sup>19</sup>.

Les services de planification familiale semblent aussi plus influencer l'utilisation de la contraception moderne qu'ils n'influencent la fécondité. C'est un effet attendu, compte tenu du lien a priori plus direct des services de planification familiale avec la pratique contraceptive qu'avec la fécondité. L'effet mesuré des services de planification familiale est toutefois modéré lorsque les autres variables contextuelles sont prises en compte. Ceci illustre la difficulté à mettre en évidence l'effet des services de planification familiale en présence de corrélation entre variables contextuelles, c'est-à-dire lorsque ces services ne sont pas implantés de manière aléatoire.

La proportion d'hommes dans le contexte a un effet contraire à celui mesuré pour la fécondité. Un déficit d'hommes est donc associé à une plus faible fécondité, mais également à une plus faible pratique contraceptive. Ceci confirme que l'effet de l'absence d'hommes sur la fécondité est le résultat de l'abstinence liée à la séparation des époux plutôt que d'effets de diffusion dans les contextes touchés par la migration. Nous verrons dans le chapitre suivant que l'absence d'hommes au niveau local a également un effet très net sur l'âge au mariage.

Par contre, la distance à la ville est clairement associée à la pratique contraceptive, celle-ci étant plus importante à proximité des villes. Cette variable avait un effet essentiellement indirect sur la fécondité, alors qu'elle a ici non seulement un effet indirect mais aussi un effet direct. L'hypothèse à l'origine de l'inclusion de cette variable était que des contacts plus fréquents avec la ville, favorisés par la proximité spatiale, accroîtraient la connaissance et l'utilisation de la contraception. Ce résultat indique donc qu'il est raisonnable de considérer que les contextes à proximité des villes bénéficient de ces contacts plus fréquents, ce qui influencerait la pratique contraceptive. Il est toutefois possible que la proximité de la ville absorbe également une partie de l'effet de la disponibilité de la contraception qui n'est pas parfaitement mesurée par les variables de services de planification familiale prises en compte. La variable de disponibilité de la contraception moderne est en effet construite sur la base du nombre de formations sanitaires dans un rayon de 15 km offrant au moins une méthode contraceptive. Seule

<sup>18</sup> Le coefficient de corrélation linéaire entre la durée moyenne d'aménorrhée postpartum au niveau contextuel et la mortalité infanto-juvénile est égal à 0,30.

<sup>19</sup> Une forte fécondité, associée à un faible espacement des naissances, peut avoir des effets sur la mortalité de différentes manières : par compétition entre enfants, "surpeuplement" et transmission d'infections entre enfants,... (Kuate Defo, 1998).

une formation sanitaire par catégorie (centre de santé, clinique, pharmacie,...) peut être retenue compte tenu de la nature des données (collectées auprès de la formation la plus proche). Il est donc probable que les contextes à proximité des villes sont mieux approvisionnés en contraceptifs que l'indicateur ne le mesure.

Au total, le modèle final rend compte de plus de 70 % de la variance contextuelle, soit une proportion équivalente à celle expliquée pour la fécondité légitime (chapitre 4). *Quel est le poids respectif des variables contextuelles et des variables individuelles dans l'explication de cette hétérogénéité ?* Comme nous l'avons déjà souligné, cette question n'a pas de réponse totalement satisfaisante étant donné la corrélation entre variables individuelles et contextuelles. Les modèles ne retenant que les variables individuelles ou que les variables contextuelles donnent néanmoins une indication, même assez grossière, de l'importance respective des facteurs individuels et contextuels dans l'explication de l'hétérogénéité (Tableau 6-8).

Tableau 6-8 : Variance contextuelle expliquée par les variables individuelles, les variables contextuelles et l'ensemble des variables du modèle I.6.

	Variables du modèle I.6 prises en compte		
	Individuelles	Contextuelles	Ensemble
Variance contextuelle	0,932	0,260	0,304
Réduction de var. contextuelle	19,8 %	77,7 %	73,8 %

On note ici que la variance expliquée par les seules variables contextuelles est plus élevée que la variance expliquée du modèle complet. Ce résultat illustre une fois encore le fait que la variance contextuelle puisse augmenter avec l'introduction de variables individuelles, même lorsque la distribution des variables individuelles est identique entre contextes<sup>20</sup>. Globalement, ces résultats indiquent toutefois que la part la plus importante de l'hétérogénéité s'explique par des variables contextuelles, qui à elles seules rendent compte de plus de 70 % de la variance contextuelle, contre 20 % pour les variables individuelles considérées séparément, même si cette dernière valeur est sous-estimée. Les facteurs contextuels ont donc un rôle important dans le recours à la contraception.

## 6.2 Déterminants des contraceptions d'arrêt et d'espacement en 1992

L'une des limites des analyses effectuées dans les pages précédentes est de ne pas distinguer la contraception d'espacement de la contraception d'arrêt. A priori, les influences de facteurs individuels et contextuels sur l'utilisation de l'un ou l'autre type de contraception ne sont pas nécessairement identiques. Par exemple, la mortalité contextuelle peut avoir un effet (négatif) plus important sur l'utilisation de la contraception d'arrêt que d'espacement. L'hypothèse est ici que la mortalité influencerait la perception du risque de décès des enfants dans le futur, et donc que l'utilisation de la contraception

d'arrêt ne se produirait que lorsque le nombre d'enfants désiré est atteint et que les risques de décès futurs sont perçus comme faibles. Dans un contexte à forte mortalité, l'incertitude sur le futur conduirait les couples à moins utiliser la contraception à des fins d'arrêt, alors qu'il n'est pas exclu qu'ils l'utilisent à des fins d'espacement. Comme autre exemple, il est possible que la présence de services de planification familiale ait davantage d'effet sur la contraception d'espacement que sur la contraception d'arrêt, l'idée étant alors que les femmes ne désirant plus d'enfants seront davantage motivées pour utiliser la contraception, qu'il y ait ou non des services de planification familiale (Hermalin et Chayovan, 1984).

Nous examinons rapidement si les influences des déterminants de la pratique contraceptive identifiés dans la première partie sont identiques selon qu'il s'agit de contraception d'espacement ou de contraception d'arrêt. Ces questions peuvent être traitées en distinguant la raison d'utilisation de la contraception (espacement ou arrêt) dans un modèle logit multinomial. La variable dépendante n'est alors plus dichotomique, mais trichotomique (pas d'utilisation, utilisation pour espacer, utilisation pour limiter). Les définitions retenues sont celles utilisées dans les enquêtes EDS (Macro International, s.d.) : la contraception d'espacement fait référence aux femmes qui utilisent la contraception et désirent un autre enfant, qui ne sont pas décidées quant au moment de la prochaine naissance ou qui ne sont pas certaines de vouloir un enfant supplémentaire. La contraception d'arrêt fait référence aux femmes utilisant la contraception et qui déclarent ne plus vouloir d'enfants.

La démarche suivie est globalement identique à celle adoptée dans la première partie de ce chapitre. Nous présentons d'abord la méthode, ajustons le modèle vide, et passons ensuite aux résultats.

### 6.2.1 Modèle logit multinomial

Le modèle logit multinomial est une généralisation du modèle logit dans lequel la variable dépendante (nominale) peut prendre plus de deux modalités (Allison, 1999). Pour une variable dépendante ayant  $s$  modalités, le modèle logit multinomial à deux niveaux s'écrit de la manière suivante (Goldstein, 1995) :

$$\ln \left( \frac{\pi_{ij}^{(r)}}{\pi_{ij}^{(s)}} \right) = \beta_0^{(r)} + \sum_{k=1}^K \beta_k^{(r)} x_{kij} + u_{0j}^{(r)} \quad \text{Eq. 6-5}$$

$\pi_{ij}^{(r)}$  est la probabilité d'observer la réponse  $r$  pour l'individu  $i$  dans le contexte  $j$ . La modalité  $s$  est considérée comme modalité de référence, et le logarithme du rapport de la probabilité d'observer la réponse  $r$  à la probabilité d'observer la réponse  $s$  est modélisée comme une fonction linéaire de variables explicatives et d'un (ou plusieurs) terme d'erreur aléatoire ( $u_{0j}^{(r)}$ ). Les coefficients des variables explicatives diffèrent donc entre

<sup>20</sup> En d'autres termes, la part de la variance contextuelle expliquée par des variables individuelles est très probablement sous-estimée par la méthode utilisée ici qui consiste à comparer la variance contextuelle avant et après l'introduction des variables individuelles.

catégories, et le terme d'erreur contextuel peut être considéré soit comme variable, soit comme identique pour les différentes réponses (Hedeker, 1999a).

La modalité de référence (s) considérée ici est le fait de ne pas utiliser la contraception au moment de l'enquête, la première modalité (r=1) correspond à l'utilisation de la contraception d'espacement, la seconde (r=2) à l'utilisation de la contraception d'arrêt. Les modèles ont été estimés avec le logiciel MIXNO (Hedeker, 1999a).

### Ajustement du polynôme de la durée de mariage et du modèle multi-niveaux

Dans une première étape, nous ajustons le modèle à un niveau ne comprenant que la durée de mariage et la durée de mariage au carré comme variables explicatives. Le modèle indique clairement, sans surprise, que la relation entre utilisation de la contraception et la durée de mariage est différente selon qu'il s'agit de l'utilisation d'espacement ou d'arrêt. Les paramètres du modèle sont repris dans le Tableau 6-9, et les valeurs observées et ajustées des probabilités d'utilisation sont reportées sur le graphique ci-dessous (Figure 6-6).

Tableau 6-9 : Paramètres du modèle logit multinomial vide de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992.

Variables	Modèle à un niveau	
	Espacement vs. Aucune	Arrêt vs. Aucune
Constante	-1,436***	-3,930***
Durée de mariage	0,056*	0,279***
Durée de mariage carré	-0,008***	-0,006***
* : p<0,1 ** : p<0,05 *** : p<0,01 (tests bilatéraux)		

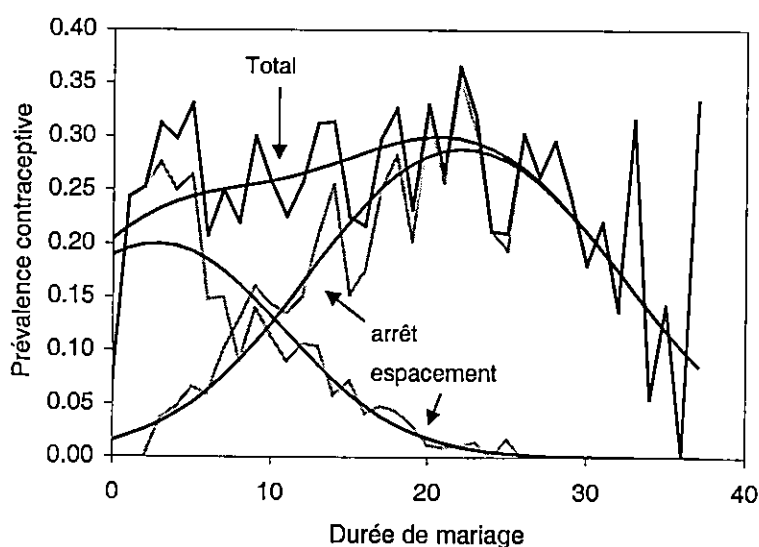
Celui-ci indique que l'ajustement des polynômes est relativement bon<sup>21</sup>. La probabilité d'utiliser la contraception d'espacement est maximale aux faibles durées de mariage et décroît ensuite, alors que l'utilisation de la contraception d'arrêt augmente jusqu'à un peu plus de 20 ans de mariage et décroît ensuite. En d'autres termes, l'utilisation de la contraception d'espacement domine aux faibles durées de mariage et la contraception d'arrêt prend le dessus après environ dix ans de mariage. L'augmentation de la contraception d'arrêt avec la durée de mariage est conforme au fait que la motivation pour l'arrêt croît avec le nombre d'enfants. La baisse de l'utilisation au-delà de 20 ans de mariage traduit à la fois un effet d'âge et un effet de génération.

L'extension multi-niveaux consiste à considérer qu'un ou plusieurs paramètres varient entre contextes. Les résultats du modèle multi-niveaux vide sont repris dans la partie gauche du Tableau 6-10. Dans les modèles que nous avons testés, seule la constante varie entre contextes, et la prise en compte d'un terme d'erreur spécifique à chaque réponse n'améliorant pas l'ajustement du modèle, on considère un terme d'erreur

<sup>21</sup> La courbe du total est obtenue en sommant les valeurs des courbes relatives à l'espacement et l'arrêt. L'ajustement du total est meilleur que dans le modèle ne distinguant pas l'utilisation de la contraception, ce qui n'est pas étonnant compte tenu du fait que le nombre de paramètres utilisés est plus élevé.

contextuel identique pour les contraceptions d'espacement et d'arrêt. En d'autres termes, les contextes ayant les probabilités d'utilisation de la contraception d'espacement les plus élevées sont aussi ceux qui ont les probabilités d'utilisation de la contraception d'arrêt les plus élevées.

Figure 6-6 : Probabilités d'utilisation de la contraception par durée de mariage observées et prédites par le modèle logit multinomial distinguant l'utilisation d'espacement ou d'arrêt, Maroc rural, 1992.



### 6.2.2 Résultats et discussion

Nous reprenons ici les résultats de trois modèles : (1) le modèle vide, (2) le modèle J.1 équivalent au modèle H.3, et (3) le modèle J.2. équivalent au modèle I.6 (Tableau 6-10)<sup>22</sup>. Les résultats sont également repris sous forme de rapports de cotes (Tableau 6-11). Sans entrer dans les détails, deux grands éléments se dégagent.

Premièrement, certaines variables significatives lorsque les motifs d'utilisation ne sont pas distingués deviennent ici non-significatives. Ce n'est pas étonnant, dans la mesure où cette approche revient quasiment à estimer des modèles séparés par modalité de réponse, conduisant donc à des tailles d'échantillon plus faibles. L'instruction de la femme et la proportion d'hommes dans le contexte sont ici non-significatives. Il s'agit de variables qui étaient à la limite de la significativité dans les modèles précédents.

Deuxièmement, quatre variables explicatives (autres que la durée de mariage) ont des effets sensiblement différents selon que la contraception est utilisée à des fins d'arrêt ou d'espacement : le niveau de vie, la mortalité individuelle, la mortalité contextuelle, et l'égalité entre sexes. La mortalité, tant au niveau individuel que contextuel, a un effet nettement plus fort sur l'utilisation de la contraception d'arrêt que d'espacement. Au niveau individuel, l'effet de la mortalité sur l'espacement n'est pas significatif, alors que

<sup>22</sup> Les résultats des modèles intermédiaires sont essentiellement les mêmes que ceux ne distinguant pas le motif d'utilisation, et nous ne les reprenons pas ici.

son coefficient sur la contraception d'arrêt est près de 4 fois plus élevé. Au niveau contextuel, le coefficient est aussi près de deux fois plus élevé pour la contraception d'arrêt que d'espacement. Ce résultat indique donc que l'expérience de mortalité, que ce soit au niveau individuel ou contextuel, serait davantage un frein à l'utilisation de la contraception d'arrêt que d'espacement. Cela conforte notre hypothèse de départ, à savoir que l'incertitude sur la survie des enfants conduit à ne pas utiliser la contraception d'arrêt<sup>23</sup>. L'égalité entre sexes, bien que non significative, a également un coefficient nettement plus élevé pour la contraception d'arrêt que d'espacement.

Tableau 6-10 : Paramètres des modèles logit multinomiaux multi-niveaux de l'utilisation de la contraception, Maroc rural, 1992.

Variables	Modèle vide		Modèle J.1		Modèle J.2	
	Espacement vs. aucune	Arrêt vs. aucune	Espacement vs. aucune	Arrêt vs. aucune	Espacement vs. aucune	Arrêt vs. aucune
Constante	-1,819***	-4,352***	-2,811***	-5,356***	-5,300*	-7,474**
Durée de mariage	0,084*	0,306***	0,095*	0,324***	0,100*	0,328***
Durée de mariage carré	-0,009***	-0,007***	-0,009***	-0,007***	-0,010***	-0,008***
<b>Variables individuelles</b>						
Instruction femme			0,079+	0,059	0,081	0,061
Niveau de vie			0,554***	0,349**	0,604***	0,328**
Communication entre époux			0,365*	0,358***	0,345*	0,333***
Proportion d'enfants décédés			-0,276	-1,432***	-0,337	-1,270***
<b>Variables contextuelles</b>						
Egalité entre sexes					0,404	1,127
Mortalité					-3,540	-7,667***
Distance à la ville					-0,008**	-0,005
Proportion d'hommes					7,590	7,296
Contraception à < 15 km			0,421**	0,469**	0,172	0,163
Visites à domicile			0,834**	0,904**	0,354	0,462
Variance contextuelle	0,856***		0,738***		0,283***	
Réduction de variance	-		13,8 %		66,9 %	
Déviance	3774,7		3674,8		3633,3	
Nombre de paramètres	7		19		27	

\* : p<0,1 \*\* : p<0,05 \*\*\* : p<0,01 (tests bilatéraux, sauf pour variance contextuelle)

La différence d'effet du niveau de vie va par contre dans l'autre sens : le niveau de vie aurait un effet plus important sur le risque d'utilisation de la contraception d'espacement que sur l'utilisation de la contraception d'arrêt. On pourrait interpréter ce résultat comme le fait que l'utilisation de la contraception d'espacement est en quelque sorte une facilité à laquelle les femmes à niveau de vie élevé ont davantage accès que les femmes à faible niveau de vie.

<sup>23</sup> Rappelons ici que c'est le motif d'utilisation qui diffère entre catégories des femmes (espacement ou arrêt) et non la méthode contraceptive en tant que telle : la plupart des femmes utilisent la pilule, que ce soit pour l'espacement ou l'arrêt. La stérilisation, qui est la méthode d'arrêt par excellence, reste par contre relativement marginale au Maroc rural.

Soulignons enfin que les effets des services de planification familiale sur l'utilisation de la contraception d'arrêt ou d'espacement ne sont ni significatifs, ni significativement différents l'un de l'autre. L'effet est positif, indiquant que la proximité de la contraception favoriserait son utilisation, mais il n'est clairement pas massif lorsque les autres variables contextuelles sont prises en compte.

Tableau 6-11 : Résultats des modèles logit multinomiaux multi-niveaux de l'utilisation de la contraception moderne selon le motif d'utilisation, exprimés en rapports de cotes, Maroc rural, 1992.

Variables	Modèle J.1		Modèle J.2	
	Espacement vs. aucune	Arrêt vs. aucune	Espacement vs. aucune	Arrêt vs. aucune
<b>Variables individuelles</b>				
Instruction femme	1,26*	1,19	1,26	1,19
Niveau de vie	2,03***	1,56**	2,16***	1,52**
Communication entre époux	1,44*	1,43***	1,41*	1,40***
Proportion d'enfants décédés	0,90	0,59***	0,88	0,63***
<b>Variables contextuelles</b>				
Egalité entre sexes			1,14	1,43
Mortalité	-	-	0,69	0,45***
Distance à la ville	-	-	0,56**	0,70
Proportion d'hommes	-	-	1,46	1,44
Contraception à < 15 km	1,85**	1,99**	1,29	1,27
Visites à domicile	1,71**	1,79**	1,26	1,35

\* :  $p < 0,1$  \*\* :  $p < 0,05$  \*\*\* :  $p < 0,01$  (tests bilatéraux)

### 6.3 Conclusion

Nous avons dans ce chapitre examiné les déterminants individuels et contextuels de l'utilisation de la contraception moderne au Maroc rural parmi les femmes mariées lors de l'enquête de 1992.

Un premier résultat mis en évidence par l'utilisation d'un modèle de régression logistique multi-niveaux est l'importante hétérogénéité contextuelle de la pratique contraceptive au Maroc rural, qui va de moins de 5 % à 60 %. Il s'agit de différences considérables traduisant l'énorme hétérogénéité du monde rural marocain en termes de comportements contraceptifs. Largement "inconnue" dans certains contextes, la contraception était déjà presque universelle dans d'autres au début des années 1990. C'est un résultat dans une certaine mesure prévisible en période de transition mais qui est malgré tout remarquable par son ampleur. Les modèles que nous avons proposés rendent compte d'une part substantielle de cette hétérogénéité (75 %), et quelques variables contextuelles et individuelles ressortent très clairement.

Parmi les variables contextuelles significatives, la mortalité des enfants est celle dont l'effet est le plus important, une forte mortalité réduisant de manière très nette le recours à la contraception. Son effet est aussi plus important sur la contraception d'arrêt que sur la contraception d'espacement. La distance à la ville a également un effet signi-



ficatif sur l'utilisation de la contraception, qu'il s'agisse d'arrêt ou d'espacement. Une interprétation possible est que des contacts plus importants avec le monde urbain favoriseraient la diffusion d'informations et de comportements novateurs. Il mesure peut-être également un effet de la plus grande disponibilité de contraception à proximité des villes, pas parfaitement mesurée par les variables disponibles dans les EDS. Cette variable a également un effet indirect, à travers notamment la mortalité plus élevée dans les contextes isolés. La disponibilité de la contraception a un effet très significatif sur la pratique contraceptive lorsque aucune autre variable contextuelle n'est contrôlée, mais son effet se réduit nettement après l'inclusion de variables contextuelles et est légèrement non-significatif. Ce résultat relativise un peu les effets des services de planification familiale sur la pratique contraceptive mis en évidence dans les travaux passés en revue au début de ce chapitre. Enfin, une faible proportion d'hommes dans le contexte, autrement dit une forte émigration masculine, est associée à une plus faible pratique contraceptive traduisant l'effet de la séparation sur la demande de contraception.

Parmi les variables contextuelles non-significatives, on peut surtout relever le degré d'égalité entre sexes. Alors que cette variable apparaît comme la plus importante dans l'explication de la fécondité légitime, *elle n'a pas d'effet sur la contraception lorsque la mortalité est contrôlée*. Elle aurait un effet indirect par l'intermédiaire de la mortalité, mais pas d'effet direct. Le fait que cette variable ait un effet direct sur la fécondité mais pas sur la pratique contraceptive est contre-intuitif mais nous n'y avons pas trouvé d'interprétation.

Les variables significatives au niveau individuel confirment globalement les résultats obtenus sur la fécondité légitime. La mortalité des enfants ressort très clairement et, comme au niveau contextuel, son effet est plus important sur la contraception d'arrêt que sur la contraception d'espacement. L'effet du niveau de vie est très net également, et plus important que celui de l'instruction de la femme. Il varie par ailleurs selon le motif d'utilisation de la contraception, en étant plus fort pour l'utilisation d'espacement que d'arrêt. En revanche, l'instruction de la femme a un effet relativement faible sur l'utilisation de la contraception. La communication entre époux confirme aussi l'association entre cette variable et le contrôle de la fécondité. Parmi les interactions entre caractéristiques contextuelles et individuelles qui ont été testées, aucune n'est significative. Ce résultat suggère donc que les influences de facteurs individuels sur la pratique contraceptive ne varient pas de manière significative entre contextes.

L'approche adoptée reste limitée à plusieurs égards et plusieurs pistes mériteraient d'être approfondies. Elle est "statique" et est donc soumise à différents problèmes d'interprétation, et pourrait être approfondie par une analyse des changements. Par exemple, il semble ne pas y avoir de relation directe entre le degré d'égalité entre sexes et la pratique contraceptive en transversal, mais cela n'exclut pas une relation entre changements. Une analyse des changements permettrait peut-être également de mieux cerner l'effet des services de planification familiale sur la pratique contraceptive. Le rôle des

facteurs contextuels dans la discontinuation de la contraception et dans le choix de la méthode contraceptive sont d'autres éléments qui pourraient être étudiés.

Venons-en à l'analyse des déterminants de l'autre variable intermédiaire clé de la fécondité générale, l'âge au premier mariage. Celle-ci sera étudiée sur la période 1981-1991 avec des méthodes biographiques multi-niveaux.

## Chapitre 7 - Déterminants de l'âge au premier mariage dans les années 1980

---

Dans le troisième chapitre, nous avons retracé l'évolution de l'âge moyen au premier mariage au Maroc. En milieu rural, il est passé d'un peu plus de 17 ans au début des années 1960 à 25 ans en 1998. Lors de l'enquête ENPS-II de 1992, il était de 23,2 ans. Outre les changements socio-économiques et culturels que cela traduit, l'augmentation de l'âge au mariage a aussi un impact important sur la fécondité dans un pays où l'essentiel de la fécondité est réalisé dans le mariage. La décomposition des changements de fécondité au Maroc rural a permis d'estimer qu'environ la moitié de la baisse de fécondité générale au cours de la période 1972-91 s'expliquait par une augmentation de l'âge au premier mariage.

Bien que le mariage au Maroc ait été assez bien étudié dans une optique socio-anthropologique, essentiellement avant les années 1990 et sur des populations locales (Davis, 1987 ; Hart, 1976 ; Kfita-Ayat, 1988), les recherches démographiques explicatives sur le sujet restent peu nombreuses. Des quelques recherches sur l'âge au mariage au Maroc, il se dégage l'influence du niveau d'instruction et de l'activité des femmes, une observation fréquente dans les pays en développement. Ajbilou (1998) a également récemment montré l'importance des variations spatiales de l'âge au mariage entre provinces du Maroc, et son analyse menée au niveau agrégé dégage le rôle de l'urbanisation, de la scolarisation des femmes ou encore du déséquilibre entre sexes sur le marché matrimonial dans l'explication de ces variations spatiales. Ces analyses ont cependant été menées au niveau agrégé, mettant en relation l'âge moyen au mariage des régions avec des caractéristiques socio-économiques et démographiques de ces régions.

Comme pour l'étude des déterminants de la fécondité légitime et de la pratique contraceptive, les niveaux individuel et contextuel sont toutefois a priori importants dans l'analyse des comportements matrimoniaux. Au niveau individuel par exemple, des facteurs tels que l'instruction sont généralement fortement associés à l'âge au mariage. Au niveau du contexte local, des contraintes économiques (chômage,...), démographiques (marché matrimonial,...), sociales (normes,...) sont également susceptibles d'influencer l'âge au mariage. Bien que l'intérêt d'une approche contextuelle des déterminants de l'âge au mariage ait été souligné par quelques auteurs (United Nations, 1988), nous n'avons pas connaissance de telles analyses dans les pays du Sud, et *a fortiori* d'analyses des déterminants de l'âge au mariage utilisant des modèles multi-niveaux<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Pour une analyse contextuelle de l'âge au mariage au Etats-Unis, voir Lloyd (1996). Lesthaeghe et al. (1985) ont réalisé sur le Kenya l'une des rares analyses contextuelles de l'âge au mariage, mais les contextes utilisés par ces auteurs sont beaucoup plus larges que le contexte local. Legrand et Barbieri (1998) s'intéressent également à des déterminants contextuels de l'âge au mariage (mortalité, instruction) dans 21 pays africains. Les contextes retenus sont également plus larges que le contexte local.

Dans ce chapitre, nous examinerons les déterminants individuels et contextuels de l'âge au premier mariage au cours des années 1980 au Maroc rural, nous intéressant en particulier à l'hétérogénéité entre contextes locaux de ce comportement.

## 7.1 Cadre analytique

Peu de cadres d'analyse ont été proposés dans la littérature sur les déterminants de l'âge au mariage, en comparaison par exemple avec les travaux sur la fécondité et l'utilisation de la contraception. C'est probablement le résultat du relatif manque d'intérêt accordé à l'étude des déterminants de la nuptialité, que ce soit par les démographes, sociologues ou économistes. Quelques cadres ont cependant été développés, selon différentes perspectives, certaines sociologiques (McDonald, 1985), d'autres psychologiques (Fawcett, 1974) ou encore économiques (Montgomery et Trussell, 1986). Certains travaux font essentiellement intervenir des éléments au niveau collectif (Dixon, 1971), d'autres au niveau individuel (Montgomery et Trussell, 1986), et peu de travaux tentent en fin de compte d'intégrer niveaux individuel et collectif. Le cadre d'analyse utilisé ici reflète dans une certaine mesure la rareté des travaux sur les déterminants de l'âge au mariage et reste relativement peu développé. Il sert ici essentiellement à organiser les hypothèses explicatives testées par la suite et n'est fondamentalement ni sociologique ni économique. Il est basé sur des éléments extraits de travaux de plusieurs auteurs (Dixon, 1971 ; Fawcett, 1974 ; Henry, 1972 ; Montgomery et al., 1988 ; United Nations, 1988).

Le premier élément de ce cadre analytique (Figure 7-1) est de considérer que l'âge au mariage est déterminé par la somme de deux durées : l'âge à l'entrée sur le marché matrimonial, et la durée entre l'entrée sur le marché matrimonial et le mariage<sup>2</sup>. Cette distinction a été opérée par exemple, sous une forme légèrement différente, par Henry (1972). Coale et McNeil (1972) font également référence à ces deux durées dans la construction de leur modèle de nuptialité, et il s'agit d'une distinction également faite dans les approches micro-économiques. On peut interpréter ces deux durées comme des variables intermédiaires de l'âge au mariage, à travers lesquelles les facteurs individuels et contextuels opèrent.

En nous basant sur le cadre d'analyse proposée par Dixon (1971), on peut distinguer trois catégories de facteurs explicatifs de l'âge au mariage : la disponibilité de partenaires potentiels, la faisabilité économique du mariage et la valorisation du mariage<sup>3</sup>. Bien que Dixon présente et interprète ces facteurs au niveau d'une société dans son ensemble, on peut aussi les interpréter au niveau individuel, et considérer qu'ils dépendent de variables explicatives individuelles ou contextuelles. Ces trois grandes catégories de

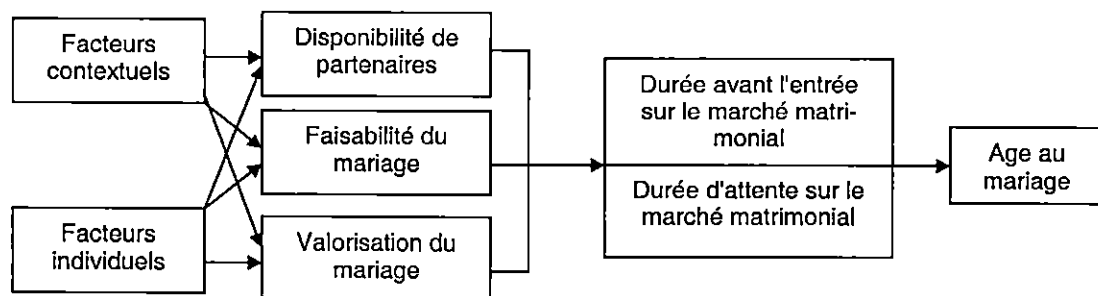
---

<sup>2</sup> L'âge d'entrée sur le marché matrimonial correspond à l'âge auquel une femme devient "disponible" pour le mariage. Cet âge varie d'une femme à l'autre et correspond plus à une transition qu'à un âge précis. Coale et McNeil (1972, p. 746), en référence aux populations occidentales, le considèrent comme l'âge auquel "les rendez-vous sérieux débutent". Dans les approches micro-économiques, l'âge d'entrée sur le marché matrimonial est défini comme l'âge auquel l'utilité retirée du fait d'être célibataire passe sous un seuil critique (Montgomery et Trussell, 1986).

<sup>3</sup> Dixon utilise le terme de "*desirability*".

variables opèrent à travers les deux variables intermédiaires que sont l'âge à l'entrée sur le marché matrimonial et la durée d'attente sur ce marché.

Figure 7-1 : Cadre analytique des influences individuelles et contextuelles sur l'âge au mariage



Comme exemple de facteur contextuel influençant la disponibilité de partenaires potentiels pour une femme, on peut bien sûr évoquer la présence d'hommes dans le contexte local. Bien que le marché matrimonial ne soit pas totalement fermé, il reste souvent relativement local. Aussi, on peut poser l'hypothèse que dans un contexte où il y a peu d'hommes, la disponibilité de partenaires est réduite et l'âge au mariage retardé par une durée d'attente plus longue sur le marché matrimonial. Il s'agit d'une hypothèse classique en démographie (Smith, 1983) déjà abordée dans le premier chapitre<sup>4</sup>. La disponibilité de partenaires potentiels dépend aussi de caractéristiques individuelles. Par exemple, les "exigences" peuvent varier d'un individu à l'autre pour des raisons personnelles, et certaines caractéristiques individuelles comme l'instruction peuvent avoir un effet sur la disponibilité de partenaires en fonctions de règles sociales. Par exemple, s'il existe des règles d'hypergamie, la disponibilité de partenaires potentiels pour les femmes instruites sera plus réduite que pour les autres femmes. Dixon (1971) classe également dans cette catégorie le mode de choix du conjoint, considérant que lorsque les mariages sont arrangés, la recherche du partenaire potentiel prend moins de temps et les mariages se produisent plus rapidement.

La faisabilité du mariage fait référence à la possibilité matérielle de réaliser le mariage. Dixon (1971) cite par exemple le montant de la dot requise, les attentes relatives à l'indépendance résidentielle de l'époux, l'accès à la terre. Par exemple, un système familial associé à l'indépendance résidentielle des époux tendrait à favoriser un mariage tardif, alors que le système de famille étendue, en permettant d'absorber de nouveaux

<sup>4</sup> Cette hypothèse a été formalisée dans les approches micro-économiques. Celles-ci se concentrent essentiellement (mais pas uniquement) sur l'explication de la durée passée sur le marché matrimonial avant le mariage ; elles adoptent une perspective comparable à l'explication du temps passé par un individu sur le marché du travail avant de trouver un emploi (Montgomery et Trussell, 1986). La durée passée sur le marché matrimonial par une femme dépend du nombre d'offres d'époux potentiels par période de temps et du niveau d'exigence (*reservation level*) fixé par une femme ou sa famille. Sans entrer ici dans les détails, le principe général est que plus l'offre de partenaires est élevée, plus le mariage pourra se réaliser à un âge jeune, toutes choses égales par ailleurs. Le niveau d'exigence pouvant toutefois varier en fonction de l'offre, l'effet d'une offre de partenaires potentiels moins importante n'est pas nécessairement de retarder l'âge au mariage.

couples, favoriserait un mariage plus précoce (Timur, 1977). De nouveau, on peut envisager des facteurs explicatifs aux niveaux individuel (familial) ou contextuel. L'absence d'emplois ou de logements au niveau local est susceptible de retarder l'âge au mariage des hommes (et indirectement celui de femmes) si l'indépendance économique ou résidentielle du nouveau couple est requise. Au niveau individuel ou du ménage, le niveau de vie est susceptible d'être lié au mariage par exemple par l'intermédiaire de la capacité à payer la dot ou les cérémonies de mariage.

La troisième catégorie, la valorisation du mariage, fait référence aux normes sociales et à l'existence d'alternatives "gratifiantes" au mariage (Dixon, 1971). Par exemple, l'ins-truction des femmes représente une alternative au mariage, et peut le retarder d'une part en repoussant l'entrée sur le marché matrimonial et par ailleurs en prolongeant la durée d'attente sur le marché matrimonial. Les normes relatives à l'âge au mariage ou à cer-tains comportements favorisant le mariage précoce entrent également dans cette catégo-rie. Elles seraient en partie la conséquence des normes pour des tailles de famille élevées, et dépendraient par exemple des conditions de mortalité (Blake et Davis, 1956 ; United Nations, 1988).

Les influences de caractéristiques individuelles et de l'environnement plus ou moins proche des individus opèrent donc de diverses manières, résumées par ces trois catégo-ries de facteurs explicatifs et les deux variables intermédiaires. Nous reviendrons briè-vement sur ce cadre analytique lors de la présentation des variables explicatives. Avant cela, nous présentons les données et le modèle statistique, ainsi que quelques problèmes posés par l'analyse biographique multi-niveaux.

## 7.2 Données et méthodes

La variable dépendante considérée ici est l'âge au premier mariage des femmes. Compte tenu de la nature de la variable dépendante et des données, nous utilisons des modèles biographiques multi-niveaux en temps discret. Un mot d'abord sur les données utilisées et leur organisation, avant de passer au modèle.

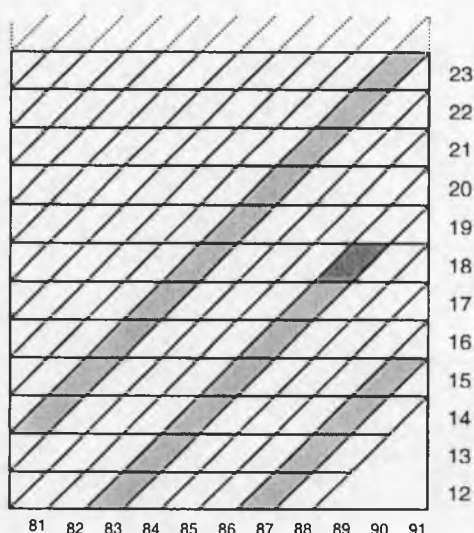
### 7.2.1 Les données

Les données individuelles proviennent de l'enquête ENPS-II (1992) présentée dans le troisième chapitre. Nous travaillons ici sur l'échantillon des femmes résidant en milieu rural au moment de l'enquête qui n'avaient jamais été mariées en 1981, en excluant les visiteuses et les femmes d'une grappe de sondage par manque de données contextuelles. Cela représente un total de 2 686 femmes<sup>5</sup>, résidant dans 74 grappes de sondage. La variable analysée dans ces modèles est l'occurrence ou non du premier mariage à un âge donné (en années). Sur la base de l'information rétrospective sur l'âge au premier mariage, on peut reconstituer pour chaque femme l'occurrence ou non du mariage à chaque âge<sup>6</sup>. Les données relatives aux 2 686 femmes sont donc recodées en personnes-périodes (cf. chapitre 2), en considérant un âge au mariage minimum de 12 ans. La

<sup>5</sup> Les observations annuelles sur ces 2 686 femmes représentent 15 782 personnes-années.

variable dépendante (l'occurrence de l'événement) a une valeur nulle pour toutes les années au cours desquelles le mariage ne se produit pas, et une valeur unitaire pour l'année au cours de laquelle il se produit.

Figure 7-2 : Diagramme de Lexis illustrant les données utilisées pour l'analyse des probabilités de premier mariage par âge (années en abscisse et âges en ordonnée).



Nous travaillons ici sur les risques de mariage au cours la période 1981-1991, soit une période de temps délimitée d'une dizaine d'années (Figure 7-2). La méthode retenue consiste à tronquer volontairement les observations à gauche, c'est-à-dire considérer que les individus entrent sous observation après avoir été exposés un certain temps (connu dans ce cas) au risque de connaître l'événement. On considère de cette manière une entrée tardive dans l'observation (Allison, 1995), ce qui revient ici à travailler en transversal et à considérer une cohorte fictive. Guo (1993) a montré qu'un tel modèle (conditionnel) en temps discret peut être estimé par régression logistique en construisant le fichier de personnes-périodes de manière à ce que les observations tronquées à gauche ne soient retenues dans le fichier qu'à partir du moment où les individus "entrent" dans la fenêtre d'observation<sup>7</sup>. L'avantage de restreindre l'analyse à une période décennale est de permettre de disposer de davantage de données contextuelles pertinentes. Cette approche nous semble plus adaptée que l'approche classique dans l'analyse biographique des déterminants de l'âge au mariage qui consiste à retenir toutes les observations, y compris donc pour des périodes très anciennes. Pour qu'elle soit pertinente, il faudrait disposer de données contextuelles sur des périodes parfois longues de 30 ans, ce qui est difficilement réalisable.

Le diagramme de Lexis ci-dessus (Figure 7-2) illustre les données utilisées à l'aide de trois situations (surfaces grisées sur le diagramme). Notons d'abord que les femmes

<sup>6</sup> Les femmes qui ne se marient pas au cours de la période constituent des observations tronquées.

<sup>7</sup> Cette manière de procéder est généralement utilisée pour contourner le problème de sélection de l'échantillon lorsque les données sont tronquées à gauche et que les dates de début du risque sont connues (Guo, 1993).

âgées de moins de 15 ans au moment de l'enquête (partie inférieure droite du diagramme de Lexis) ne sont pas prises en compte étant donné l'absence de données sur ces femmes<sup>8</sup>. Les femmes âgées de moins de 12 ans en 1981 entrent dans la population soumise au risque à l'âge de 12 ans exacts. Par exemple la surface grisée du milieu du graphique représente des femmes âgées de 12 ans révolus à la fin 1983, et qui connaissent l'événement (mariage) à 18 ans révolus, c'est-à-dire en 1989 ou en 1990<sup>9</sup>. Ces femmes sont représentées par sept observations dans le fichier de données personnes-périodes, six où la variable dépendante est égale à zéro et la dernière où elle est égale à 1. La surface grisée inférieure sur le graphique représente des femmes âgées de 12 ans à la fin 1987, qui ne connaissent pas l'événement au cours de la période et constituent 4 observations dans le fichier de données pour lesquelles la variable dépendante est égale à 0. Les femmes âgées de 12 ans (révolus) et plus à la fin de 1981 entrent par contre dans la population soumise au risque en 1981, à l'âge exact égal à leur âge révolu en fin 1981. Dans le fichier de données, les observations ne sont donc retenues que pour les années passées dans la fenêtre 1981-1991. Par exemple, la surface en gris en haut du graphique ci-dessus représente des femmes âgées de 14 ans à la fin de 1981, qui entrent dans l'ensemble de données à 14 ans exacts (à condition qu'elles ne soient pas encore mariées) et qui passent dix années sans connaître l'événement. Elles constituent dix observations pour lesquelles la variable dépendante est égale à 0. Enfin, les femmes qui se sont mariées avant la période 1981-82 ne sont pas soumises au risque au cours de la période qui nous intéresse ici, et ne sont donc pas non plus reprises dans les fichiers.

Les variables indépendantes font référence aux caractéristiques de la femme et de la grappe de sondage ou de la commune rurale où résidait la femme au moment de l'enquête. Les informations contextuelles proviennent ici de l'enquête communautaire de l'ENPS-II (1992), du recensement de 1982, et sont obtenues par agrégation de variables individuelles et de ménages des enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992). Nous y reviendrons.

### 7.2.2 Modèle statistique : l'analyse biographique multi-niveaux

Les méthodes d'analyse biographique multi-niveaux, encore rares en sciences sociales (Reardon et al., 2001), n'ont à notre connaissance encore jamais été utilisées dans l'étude des déterminants de l'âge au mariage. Elles sont par contre aujourd'hui de plus en plus fréquemment utilisées en démographie pour l'étude des déterminants de la discontinuation de la pratique contraceptive ou de la mortalité des enfants (Curtis et Blanc, 1997). L'approche générale a été décrite brièvement dans le deuxième chapitre, et nous abordons ici de manière plus détaillée les modèles utilisés pour l'âge au premier

<sup>8</sup> Les observations relatives aux triangles du côté droit du diagramme de Lexis, entre l'âge exact au dernier anniversaire et l'âge révolu au moment de l'enquête, ne sont pas non plus retenues dans le fichier étant donné qu'elles conduiraient à une sous-estimation des probabilités de mariage aux âges correspondant, seule une demie période étant couverte. Cette approche revient à "tronquer rétrospectivement" (*retro-censoring*) les observations et permet d'avoir des estimations non-biaisées des probabilités (Malacane et al., 1997).

<sup>9</sup> Le parallélogramme gris foncé indique l'occurrence de l'événement à l'âge révolu correspondant.



mariage. Rappelons d'abord les caractéristiques des modèles biographiques en temps discret.

Le principe de l'analyse biographique est de modéliser le risque d'occurrence d'un événement en fonction d'une durée, conditionnelle au fait que l'événement ne se soit pas encore produit. Cela permet de tenir compte des données tronquées et d'intégrer des variables explicatives qui changent au cours du temps (Allison, 1982). Dans notre cas, les modèles en temps discret estimés par régression logistique ont au moins trois avantages sur les autres méthodes d'analyse biographique (paramétriques ou semi-paramétriques) :

- (1) Par l'organisation du fichier de données en personnes-années, ils permettent d'intégrer de manière directe des variables explicatives qui changent avec le temps. Cette organisation des données permet également de tronquer les observations à gauche et de travailler sur une période d'une dizaine d'années.
- (2) Ils offrent une grande flexibilité pour modéliser la forme de la relation entre le risque d'occurrence de l'événement et la durée (l'âge).
- (3) Ils sont relativement facilement étendus en modèles multi-niveaux, le principe étant identique à celui utilisé pour les modèles de régression logistique<sup>10</sup> (Barber et al., 2000).

La méthode adoptée ici consiste à modéliser la probabilité qu'une femme se marie à l'âge  $t$  (conditionnelle au fait qu'elle ne soit pas encore mariée) comme une fonction de l'âge et de variables explicatives ( $x_k$ ) de la manière suivante :

$$\ln\left(\frac{\pi_{tij}}{1 - \pi_{tij}}\right) = \alpha_t + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot x_{kij} \quad \text{Eq. 7-1}$$

Le logit de la probabilité d'occurrence de l'événement à l'âge  $t$  pour l'individu  $i$  dans le contexte  $j$  ( $\pi_{tij}$ ) est une fonction de l'âge ( $\alpha_t$ ) et de  $k$  variables explicatives ( $x_k$ ). Ce modèle peut par ailleurs inclure des termes aléatoires de niveau contextuel, afin de tenir compte de l'hétérogénéité contextuelle des risques de mariage en fonction de l'âge. Nous reviendrons ultérieurement sur l'extension multi-niveaux du modèle.

### Forme de la relation entre la probabilité de premier mariage et l'âge

Un intérêt des modèles en temps discret, on vient de le souligner, est de permettre une certaine flexibilité dans la modélisation de la relation entre l'âge et la probabilité de

<sup>10</sup> Un autre intérêt de l'approche en temps discret est lié à la nature des données collectées. Les méthodes semi-paramétriques (modèles de Cox), reposent sur l'hypothèse selon laquelle à aucun moment deux événements ne se produisent simultanément. Lorsque les données sont collectées (ou groupées) en temps discret, comme c'est le cas ici, la plupart des événements se produisent en réalité "simultanément" (à des mêmes âges). Les résultats des modèles semi-paramétriques de Cox peuvent dans ce cas être fortement biaisés, à moins d'utiliser des méthodes qui augmentent de manière considérable le temps de calcul (Allison, 1995). Les modèles en temps discret sont une bonne alternative dans cette situation.

premier mariage<sup>11</sup>. Deux grandes approches sont possibles : une approche non-paramétrique, et une approche paramétrique.

L'approche non-paramétrique consiste à modéliser l'effet de l'âge par  $n-1$  variables dichotomiques,  $n$  étant le nombre d'intervalles d'âges sur lesquels la probabilité de mariage est considérée comme constante (Goldstein, 1999). Il peut s'agir d'intervalles annuels, auquel cas le nombre de variables dichotomiques correspond au nombre d'âges (moins un) auxquels une femme peut se marier. En pratique, on peut poser l'hypothèse que la probabilité est constante pour certains intervalles pluri-annuels, par exemple au-delà d'un certain âge, et diminuer ainsi le nombre de variables dichotomiques. Une telle approche a été utilisée par exemple par Castro Martin (1993), dans une analyse biographique de l'âge au premier mariage en Espagne<sup>12</sup>. Un inconvénient au fait d'intégrer un nombre important de variables dichotomiques est d'alourdir le modèle, et de rendre difficile les tests de proportionnalité des effets de variables explicatives, puisque cela implique de tester les interactions entre plusieurs variables dichotomiques et les variables explicatives (Singer et Willett, 1991). Dans le même ordre d'idée, *cette spécification rend malaisée l'introduction d'effets aléatoires dans les modèles biographiques multi-niveaux*. L'introduction d'un terme contextuel aléatoire pour l'ordonnée à l'origine ne pose pas de problème particulier. Par contre, si l'on suppose que la forme de la relation entre l'âge et la probabilité de mariage varie entre contextes, il est nécessaire de considérer les différentes variables dichotomiques comme aléatoires, ce qui rend le modèle difficile à estimer et à interpréter (Reardon et al., 2001).

Une approche paramétrique est ici plus indiquée. La relation entre la probabilité de mariage et l'âge est modélisée par une fonction décrite par un nombre restreint de paramètres. Une telle approche permet de s'écarter facilement de l'hypothèse de proportionnalité des cotes, par l'introduction d'interactions entre les différents éléments de la fonction de l'âge et des variables explicatives ou par l'introduction de termes aléatoires au niveau contextuel pour les paramètres de cette fonction. L'étape essentielle consiste à identifier la fonction qui permet de modéliser de manière appropriée la relation entre la probabilité de premier mariage et l'âge. Cette relation est classiquement une courbe non monotone, en "cloche" ou plus ou moins fortement asymétrique. C'est ce que montre la Figure 7-3 (page 222), sur laquelle nous avons reporté les probabilités de premier mariage par âge estimées de manière non-paramétrique au cours de la période 1981-1991<sup>13</sup>.

La fonction "idéale" répond a priori à plusieurs conditions : (1) un bon ajustement aux données, (2) un faible nombre de paramètres à estimer (deux ou trois idéalement) et (3) des paramètres facilement interprétables. Dans le chapitre sur la fécondité légitime, le modèle de Rodriguez-Cleland remplissait très bien ce rôle pour modéliser les taux de

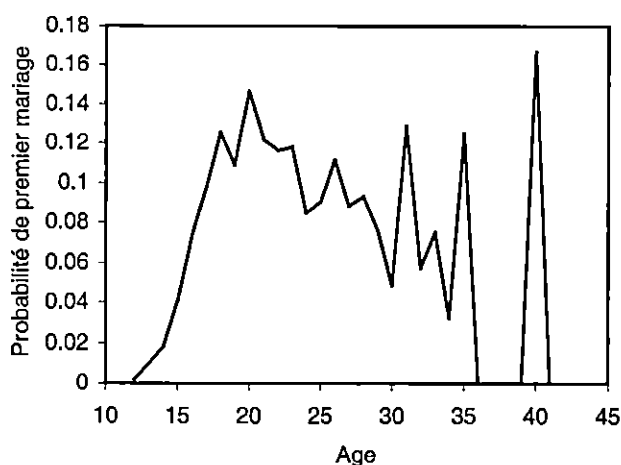
<sup>11</sup> Nous utilisons ici le terme de probabilité de mariage pour désigner les probabilités conditionnelles de mariage par âge.

<sup>12</sup> L'auteur considère cinq segments (15-19, 20-22, 23-25, 26-30 et 31-35 ans) sur lesquels la probabilité de premier mariage est constante.

<sup>13</sup> Les "pics" au-delà de trente ans sont dus aux variations aléatoires liées aux faibles effectifs de femmes encore célibataires à ces âges.

fécondité légitime. Pour l'âge au mariage, les conditions sont moins favorables. Des modèles de nuptialité existent (Coale et McNeil, 1972), mais ils ne peuvent être intégrés dans des modèles biographiques estimés par régression logistique ou régression de Poisson. Nous modélisons donc les probabilités de premier mariage par une fonction non-monotone résumée par trois paramètres, que nous présentons en détail ci-dessous. L'ajustement est bon et le nombre de paramètres restreint, mais l'interprétation des paramètres de cette fonction et des coefficients de régression des variables explicatives ne sera toutefois pas directe, contrairement aux modèles de fécondité utilisés dans les chapitres précédents. Nous aurons recours à quelques indicateurs simples prédits par les modèles pour interpréter les effets des variables (proportions de femmes mariées à différents âges et âge médian au mariage). Nous reviendrons sur ce point.

Figure 7-3 : Probabilité de premier mariage par âge, Maroc rural, 1981-1991



Après avoir testé de multiples fonctions, nous comparons ci-dessous les ajustements obtenus avec les trois fonctions les plus parcimonieuses et qui donnent les meilleurs résultats<sup>14</sup> :

- (1) La première méthode consiste à modéliser le logit de la probabilité de mariage par un polynôme de degré 2 de l'âge ( $t$ )<sup>15</sup>. Une telle méthode a été utilisée par exemple par Tambashe et Shapiro (1996) pour les déterminants de l'âge au mariage à Kinshasa. L'équation se note :

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \beta_2 \cdot t^2 \quad \text{Eq. 7-2}$$

- (2) La deuxième est basée sur l'approche utilisée par Blossfeld et de Rosa (1992) dans une étude sur l'âge au mariage en Italie. Le logit de la probabilité de ma-

<sup>14</sup> Les ajustements sont bien entendu réalisés à partir des données individuelles (fichier personnes-périodes), et non sur la courbe des probabilités de mariage. Par conséquent, les "pics" aux âges avancés n'ont que peu d'impact sur l'ajustement car ils ne représentent qu'un faible nombre d'observations.

<sup>15</sup>  $t$  mesure le nombre d'années au-delà de l'âge de 11 ans, cette variable prend donc une valeur de 1 pour le premier intervalle (femmes de 12 ans).

riage est ici une fonction linéaire du logarithme de l'âge ( $t$ ) et du logarithme de l'âge maximum au mariage ( $k$ ), fixé ici à 50 ans, moins l'âge ( $t$ ) :

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(t) + \beta_2 \cdot \ln(k - t) \quad \text{Eq. 7-3}$$

- (3) La troisième est une fonction linéaire de l'âge et de son logarithme. Nous n'avons pas connaissance de travaux ayant utilisé une telle fonction. Elle s'apparente à la fonction de "Sickle" proposée par Diekmann (1989), mais contient un paramètre supplémentaire. Elle se note :

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \beta_2 \cdot \ln(t) \quad \text{Eq. 7-4}$$

Figure 7-4 : Ajustement de la relation entre le logit de la probabilité de premier mariage et l'âge par 3 fonctions, Maroc rural, 1981-1991

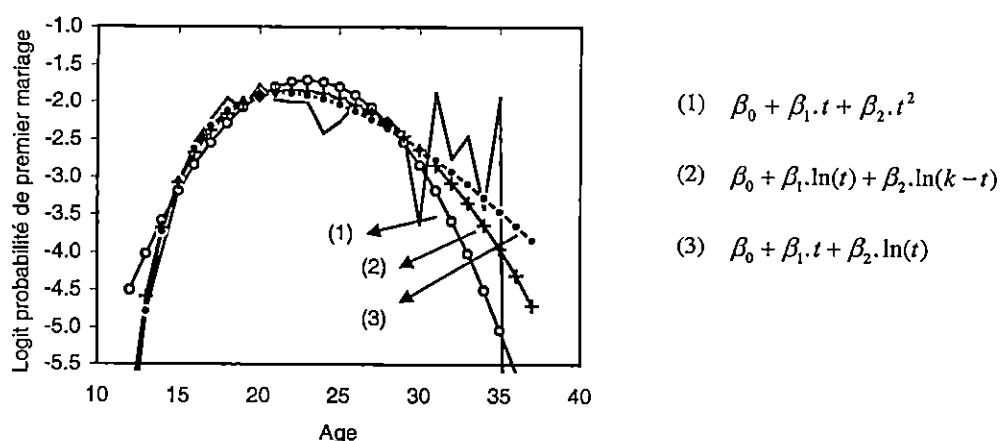
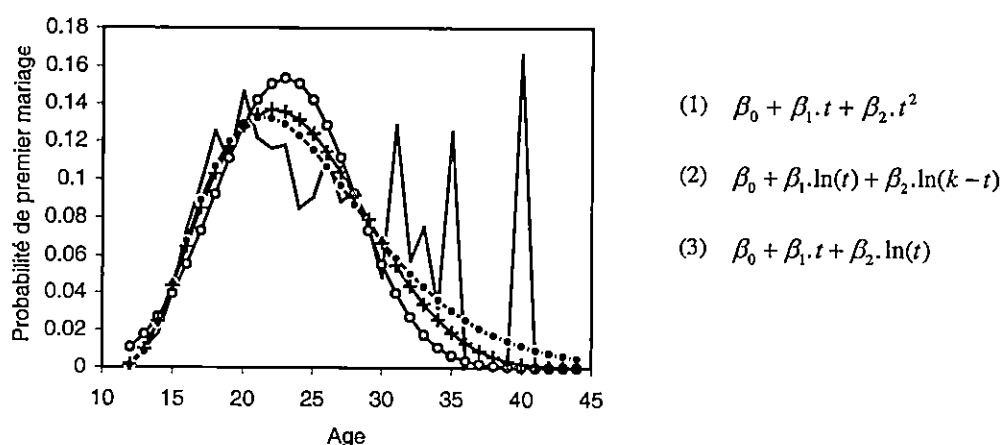


Figure 7-5 : Ajustement de la relation entre la probabilité de premier mariage et l'âge par 3 fonctions, Maroc rural, 1981-1991



Ces trois fonctions sont ajustées sur les premiers mariages au cours de la période 1981-1991<sup>16</sup>. Les deux figures ci-dessus (Figure 7-4 et Figure 7-5) reprennent les valeurs

<sup>16</sup> Nous les avons également comparées sur la période 1971-1991, et les résultats sont identiques.

observées et les valeurs prédites par les trois fonctions, la première reprenant en ordonnée le logit des probabilités de premier mariage, la seconde les probabilités de premier mariage. Elles montrent que l'ajustement par le polynôme de degré 2 (fonction 1) est relativement mauvais. L'ajustement par les deux autres fonctions est par contre assez bon. Les deux courbes sont fort proches l'une de l'autre en dessous de 30 ans ; au-delà, la troisième fonction donne un meilleur ajustement. La qualité de l'ajustement évaluée par le critère d'Akaike (AIC)<sup>17</sup> confirme que, parmi les trois modèles paramétriques, le troisième est celui dont l'ajustement est le meilleur (Tableau 7-1). Nous le retenons comme point de départ des modèles biographiques.

Tableau 7-1 : Ajustement des relations entre l'âge et la probabilité de premier mariage par quatre méthodes, Maroc rural, 1981-1991.

Modèles	Déviance	Nombre de paramètres	AIC
Non-paramétrique	6827,1	34	6895,1
1	6967,5	3	6973,5
2	6880,8	3	6886,8
<u>3</u>	<u>6865,9</u>	<u>3</u>	<u>6871,9</u>
Modèle (1) : polynôme de degré 2 ; Modèle (2) : $\ln(t)+\ln(k-t)$ ; Modèle (3) : $\ln(t)+t$			

La fonction retenue ici est donc une fonction non-monotone décrite par trois paramètres : une constante, et deux paramètres modélisant la forme de la relation avec l'âge (Tableau 7-2). La constante est négative, le paramètre de la variable  $t$  (âge) est négatif, et le paramètre du logarithme de l'âge est positif. Comme nous l'avons souligné, ces paramètres n'ont pas d'interprétation directe<sup>18</sup>.

Tableau 7-2 : Paramètres des modèles biographiques vides, Maroc rural, 1981-1991.

Paramètre	Modèle 3
Constante	-6,5025***
Age	-0,3263***
$\ln(\text{age})$	3,4234***
Déviance	6865,9
Nombre de paramètres	3
* : $p < 0,1$ ** : $p < 0,05$ *** : $p < 0,01$ (tests bilatéraux)	

<sup>17</sup> Le critère d'Akaike (*Akaike's information criterion* ou *AIC*) permet de comparer l'ajustement de modèles dont le nombre de paramètre diffère. Il est égal à la somme de la déviance et du double du nombre de paramètres (Everitt, 1999).

<sup>18</sup> Tout au plus peut-on souligner que la valeur absolue du rapport du coefficient du logarithme de l'âge au coefficient de l'âge est égale à l'âge (plus 11 ans dans ce cas) auquel la probabilité conditionnelle de mariage est maximale. Cet indicateur est toutefois peu utile étant donné qu'il n'indique pas le niveau des risques de mariage.

## Introduction de variables explicatives et interprétation des coefficients de régression

Les variables explicatives peuvent être introduites sous forme d'effets directs ou d'interactions avec l'âge ou le logarithme de l'âge. L'introduction de variables sous forme d'effets directs (additifs) revient à considérer que leurs effets sur les cotes sont proportionnels. L'intérêt des effets proportionnels est d'avoir une interprétation univoque : un coefficient positif indique qu'une augmentation de la variable correspond à une augmentation des risques de mariage à tout âge, et donc un âge au mariage plus jeune. Comme nous le verrons toutefois, *plusieurs des variables explicatives prises en compte ont des effets non-proportionnels*. En d'autres termes, leur effet varie en fonction de l'âge, ce qui est modélisé par des interactions de ces variables avec l'âge ou le logarithme de l'âge. L'hétérogénéité contextuelle se manifeste également par le caractère non-proportionnel des cotes de premier mariage par âge.

Un inconvénient des modèles dans lesquels les effets des variables ne sont pas proportionnels est que l'interprétation de ces effets n'est pas directe (Trussell et Bloom, 1983). Par exemple, une variable peut avoir un effet positif sur le risque de mariage aux jeunes âges et un effet négatif aux âges plus élevés, et il est difficile d'interpréter de manière directe son effet sur l'âge au mariage. Une manière de faciliter l'interprétation est de recourir à quelques indicateurs simples et des courbes de probabilités de "survie" par âge prédits par le modèle (Singer et Willett, 1991). Le principe consiste à prédire des probabilités conditionnelles de premier mariage par âge à partir du modèle estimé pour plusieurs valeurs de la variable explicative d'intérêt en gardant constantes les valeurs des autres variables<sup>19</sup>. Ces probabilités permettent ensuite de calculer des proportions de femmes mariées par âge. Nous utiliserons trois indicateurs basés sur ces proportions : la proportion de femmes mariées à 20 ans, la proportion de femmes mariées à 30 ans et l'âge médian au premier mariage<sup>20</sup>.

## Extension multi-niveaux du modèle biographique

Nous étendons ce modèle biographique en un modèle multi-niveaux, en considérant un ou plusieurs paramètres aléatoires (cf. chapitre 2). A priori, chaque paramètre de l'équation (Eq. 7-4) peut être considéré comme aléatoire entre contextes, ce qui conduit à l'équation suivante :

$$\text{logit}(\pi_{ij}) = \beta_0 + u_{0j} + (\beta_1 + u_{1j}).t + (\beta_2 + u_{2j}).\ln(t) \quad \text{Eq. 7-5}$$

<sup>19</sup> L'approche adoptée ici consiste à prédire les probabilités de premier mariage par âge à partir des paramètres estimés et des valeurs des variables observées dans l'échantillon. Nous faisons ensuite varier chaque variable une à une, en prenant deux valeurs de cette variable égales à sa moyenne plus ou moins un écart-type ou, dans le cas de variables dichotomiques, à ses deux valeurs (0 et 1).

<sup>20</sup> Nous parlerons d'âge médian au premier mariage comme l'âge auquel la moitié de la cohorte (fictive ici) est mariée. Il s'agit de la terminologie retenue dans les enquêtes de type EDS et généralement adoptée dans les analyses biographiques (Antoine, 2001 ; Singer et Willett, 1991).

$$\begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \\ u_{2j} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & & \\ \sigma_{u01} & \sigma_{u1}^2 & \\ \sigma_{u02} & \sigma_{u12} & \sigma_{u2}^2 \end{pmatrix} \right]$$

La première étape consiste à ajuster le modèle multi-niveaux vide, c'est-à-dire le modèle ne contenant que la fonction modélisant la relation entre l'âge et la probabilité de premier mariage, et le ou les termes aléatoires au niveau contextuel<sup>21</sup>. Nous avons dans un premier temps considéré chaque coefficient séparément comme aléatoire, et ensuite considéré deux coefficients aléatoires. Les modèles à trois coefficients aléatoires ne convergent pas et ne sont donc pas repris. Les résultats synthétiques des 6 modèles multi-niveaux vides sont repris dans le tableau ci-dessous.

Tableau 7-3 : Synthèse des résultats des modèles biographiques à effets aléatoires de l'âge au premier mariage (modèles vides), Maroc rural, 1981-1991.

Variables	1 coefficient aléatoire			2 coefficients aléatoires		
	<u>1</u>	2	3	<u>6</u>	7	8
Constante	A	F	F	A	A	F
Age	F	A	F	A	F	A
ln(age)	F	F	A	F	A	A
Déviance	<u>6759,5</u>	6780,3	6767,6	<u>6755,3</u>	6756,8	6768,8
Nombre de paramètres	4	4	4	6	6	6
A : coefficient aléatoire ; F : coefficient fixe						

Parmi les modèles à un coefficient aléatoire, celui dont la constante varie entre contextes donne de loin le meilleur ajustement (modèle 1). Ce modèle à "erreurs proportionnelles" (Reardon et al., 2001) revient à considérer que les cotes de premier mariage par âge sont proportionnelles entre contextes. Parmi les modèles à deux coefficients aléatoires, c'est celui dont la constante et le coefficient de l'âge varient entre contextes (modèle 6) qui a la déviance la plus faible. L'amélioration de l'ajustement par rapport au modèle 1 est significative au seuil de 5 %<sup>22</sup>. Le modèle vide retenu est donc le suivant :

$$\text{logit}(\pi_{ijt}) = \beta_0 + u_{0j} + (\beta_1 + u_{1j}).t + \beta_2.\ln(t) \quad \text{Eq. 7-6}$$

Les probabilités de premier mariage par âge sont donc égales à :

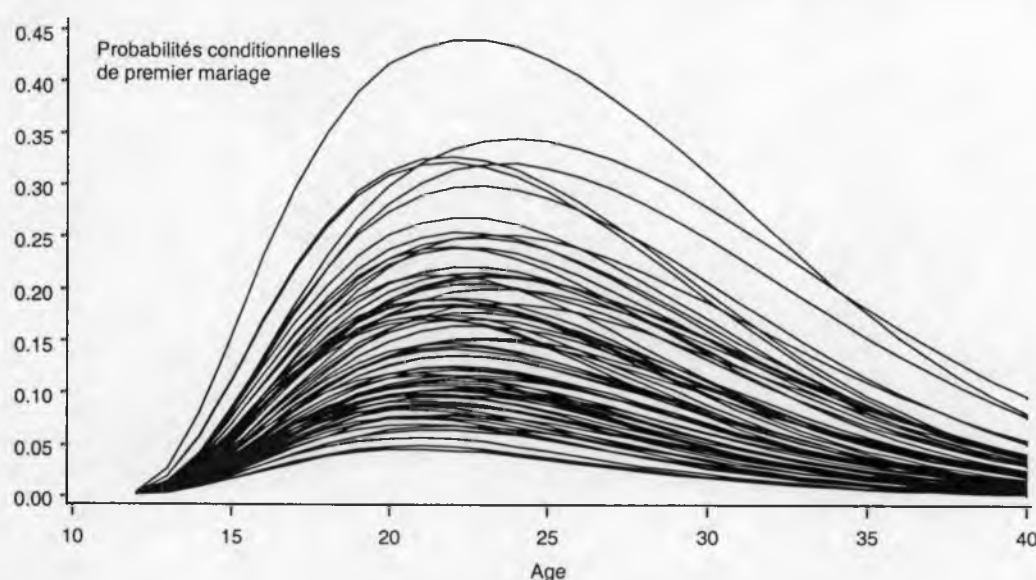
$$\pi_{ijt} = \frac{\exp(\beta_0).\exp(\beta_1.t).t^{\beta_2}.\exp(u_{0j}).\exp(u_{1j}.t)}{1 + \exp(\beta_0).\exp(\beta_1.t).t^{\beta_2}.\exp(u_{0j}).\exp(u_{1j}.t)} \quad \text{Eq. 7-7}$$

<sup>21</sup> Les modèles multi-niveaux ont été estimés avec le logiciel MIXOR (Hedeker, 1999b). Les résidus contextuels des modèles comprenant deux coefficients aléatoires ont été obtenus avec le logiciel MLWin (Goldstein et al., 1998), ces résidus n'étant pas disponibles dans MIXOR pour des modèles comprenant plus d'un effet aléatoire.

<sup>22</sup> La différence de déviance de 4,2 pour deux degrés de liberté correspond à une probabilité critique de 0,061 (test unilatéral).

Ces probabilités de premier mariage au sein de chaque contexte prédites par le modèle vide sont reportées sur le graphique ci-dessous (Figure 7-6), qui illustre la forte hétérogénéité entre contextes de ces risques de mariage par âge<sup>23</sup>. Il indique également le caractère non-proportionnel de ce modèle : on voit clairement les courbes de probabilités de mariage se croiser. Il montre enfin que quelques contextes se distinguent par des probabilités de mariage particulièrement élevées ou particulièrement faibles. Ces probabilités permettent de calculer un âge médian au premier mariage pour chaque contexte, qui va de 17,5 ans (Sidi Boubker dans la province de Kenitra) à plus de 30 ans (Bni Drar dans la province d'Oujda, Had Imaouen dans l'Anti-Atlas,...).

Figure 7-6 : Probabilités de premier mariage en fonction de l'âge prédites par contexte par le modèle biographique multi-niveaux vide. Maroc rural, 1981-1991.



Comme nous l'avons fait pour la fécondité légitime et la pratique contraceptive, on peut extraire les contextes dont les résidus sont les plus élevés ou les plus faibles et réaliser quelques analyses exploratoires. Etant donné que ce modèle contient deux coefficients aléatoires, la sélection des contextes extrêmes est réalisée en fonction d'un indicateur prédit par le modèle. Nous prenons ici comme indicateur la proportion de femmes mariées à 25 ans, qui va de moins de 40 % dans les contextes à faibles probabilités de mariage à près de 100 % dans les contextes dans lesquels les probabilités de mariage sont les plus élevées. Quelques caractéristiques de ces contextes sont reprises dans le Tableau 7-4. On constate par exemple que les rapports de masculinité sont nettement plus faibles dans les grappes où l'âge au mariage est élevé, indiquant un effet probable du déséquilibre entre sexes au niveau local sur l'âge au mariage. On note également un taux de chômage des hommes plus élevé dans les cinq grappes où l'âge au mariage est le plus tardif. A l'inverse, la distance à la ville ne semble pas associée à l'âge au mariage. De même, la variable d'égalité entre sexes au niveau contextuel ne ressort pas. Alors que les contextes où la fécondité légitime était la plus faible avaient en moyenne

<sup>23</sup> Il s'agit ici d'une représentation des valeurs prédites par le modèle. Nous avons prolongé les courbes de probabilité de premier mariage jusqu'à 40 ans, même en l'absence de femmes au-delà de cet âge dans le



des indices d'égalité sept fois plus élevés que les contextes à forte fécondité, l'indice d'égalité dans les contextes à mariage tardif est en moyenne légèrement inférieur à celui des contextes à mariage précoce. On ne peut bien sûr en tirer de conclusion à ce stade, mais cela tend déjà à indiquer le rôle moins important de cette variable dans l'explication de l'âge au mariage que dans l'explication de la fécondité légitime, ce qui sera confirmé dans les modèles explicatifs. Les graphiques de la Figure 6-5 illustrent également ces relations entre proportion des femmes mariées et les quatre même variables. Seul le rapport de masculinité y apparaît clairement lié à l'âge au mariage.

Tableau 7-4 : Quelques caractéristiques des contextes sélectionnés sur la base des valeurs extrêmes des résidus contextuels du modèle vide, âge au premier mariage, Maroc rural, 1981-1991.

Communes dans lesquelles se situent les grappes (provinces)	Proportion de femmes mariées à 25 ans (%)	Rapport de masc. (1982) (%)	Taux de chômage hommes (1994) (%)	Distance à la ville (km)	Egalité entre sexes (1982)
<b>Résidus les plus faibles</b>					
Had Imaouen (Taroudant)	34,7	71,5	5,8	124	0,019
Had Ait Belfaa (Agadir)	36,6	90,9	13,7	18	0,023
Amerzgane (Ouarzazate)	41,3	93,3	18,4	36	0,283
Arbaa Taourirt (Al Hoceima)	45,0	85,9	11,1	39	0,040
Bni Drar (Oujda)	46,2	89,7	27,8	21	0,263
<b>Moyennes</b>	<b>40,8</b>	<b>86,3</b>	<b>15,4</b>	<b>47,6</b>	<b>0,126</b>
<b>Résidus les plus élevés</b>					
Tlat Oul. Sghir (Settat)	96,0	106,0	7,6	25	0,196
Mgarto (Settat)	96,9	109,5	11,4	11	0,257
Tillouguite (Azilal)	97,0	99,9	8,7	66	0,090
Sidi Abdallah (El Kelaa)	97,2	108,5	6,3	97	0,127
Sidi Boubker Lhaj. (Kenitra)	99,4	106,8	9,6	42	0,090
<b>Moyennes</b>	<b>97,3</b>	<b>106,1</b>	<b>8,7</b>	<b>48,2</b>	<b>0,152</b>

Une carte des proportions de femmes mariées à 25 ans prédites par le modèle vide est également reprise ici (Figure 7-8). On y constate une certaine corrélation spatiale des résidus contextuels. En particulier, on y voit que les trois contextes dont les proportions de femmes mariées sont les plus faibles se situent dans le sud Marocain, et que l'ensemble de la région de l'Anti-Atlas (autour de Had Imaouen) est caractérisée par de faibles proportions de femmes mariées, de même que la région du Rif (Nord). Ces deux régions ont une forte tradition migratoire expliquant a priori en partie cette observation. On constate également que trois des contextes dans lesquelles les proportions de femmes mariées sont élevées sont fort proches les uns des autres (Sidi Abdallah, Tlat Oul. Sghir et Mgarto). Ceci reflète peut-être en partie des facteurs culturels communs à ces trois contextes.

Figure 7-7 : Relations entre proportions de femmes mariées à 25 ans par contextes prédites par le modèle vide de l'âge au mariage et quatre variables contextuelles, Maroc rural, 1981-1991.

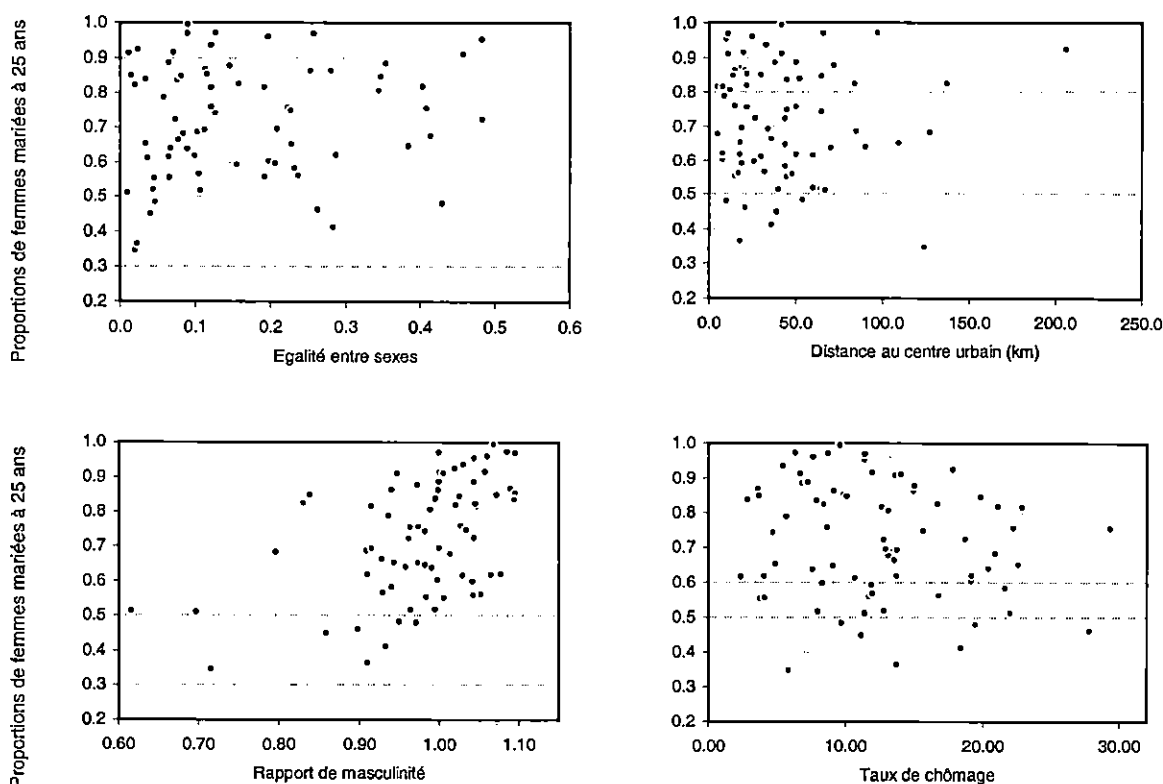
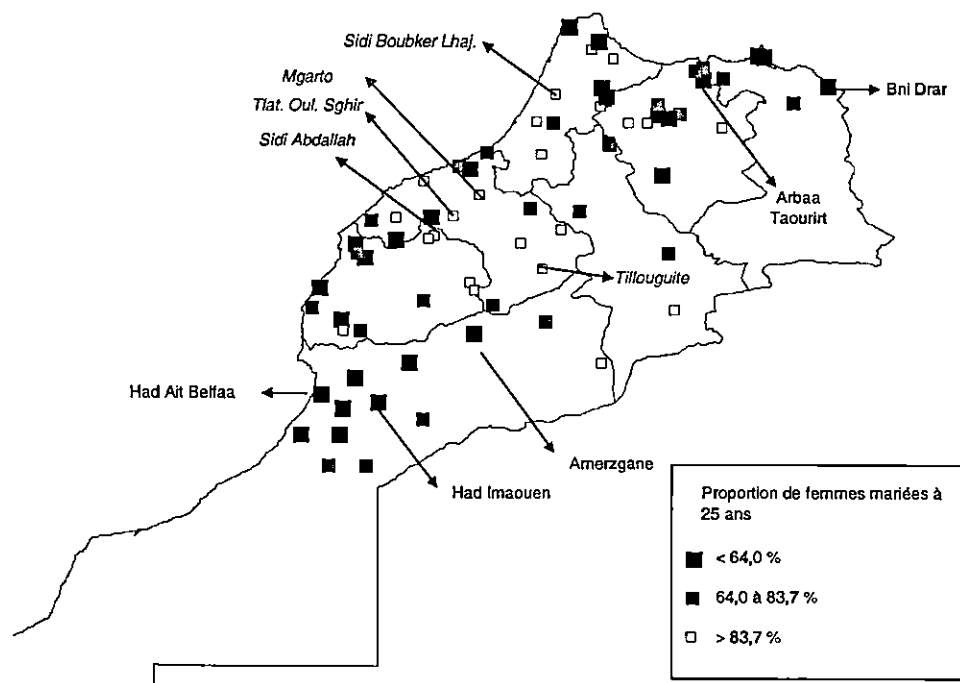


Figure 7-8 : Carte de proportions de femmes mariées à 25 ans prédites par contextes par le modèle biographique multi-niveaux vide, Maroc rural, 1981-1991.



### 7.2.3 Quelques limites des analyses biographiques multi-niveaux

Avant d'entrer dans les analyses empiriques, abordons deux questions particulières. La première concerne la mobilité des femmes, qui pose deux types de problèmes dans les analyses biographiques multi-niveaux. La seconde concerne le type de données disponibles et les problèmes que pose leur prise en compte dans les modèles.

#### Le problème de la mobilité

La mobilité des femmes conduit à deux grands problèmes dans l'analyse biographique multi-niveaux de l'âge au mariage : (1) l'existence possible d'effets de sélection au niveau contextuel et (2) l'impossibilité de relier les femmes à leur contexte de résidence de manière rétrospective et donc de disposer de données contextuelles totalement adéquates.

Les effets de sélection se produisent si les comportements de mobilité et de nuptialité ne sont pas indépendants. Par exemple, si les femmes qui se marient plus tard émigrent moins que les femmes qui se marient jeunes, la tendance sera de sous-estimer les probabilités de mariage (et donc de surestimer l'âge au mariage), les premières étant sur-représentées au moment de l'enquête par rapport aux périodes passées. Ce problème est classique dans les analyses biographiques basées sur des données rétrospectives (Blossfeld et Rohwer, 1995 ; Courgeau et Lelièvre, 1989). Le problème posé par une analyse biographique multi-niveaux est que la relation entre nuptialité et mobilité peut en plus varier entre contextes, ce qui peut se traduire par une hétérogénéité contextuelle des probabilités de premier mariage (en partie) fallacieuse. On peut imaginer que dans certains contextes, les femmes se mariant plus tard ont moins tendance à émigrer que les femmes se mariant jeunes, alors que la situation inverse se produit dans d'autres contextes. L'immigration des femmes pose également ce problème. Par exemple, si l'immigration est davantage le fait de femmes se mariant jeunes que de femmes se mariant plus âgées, on surestimera les probabilités de mariage et sous-estimera l'âge au mariage<sup>24</sup>. A notre connaissance, ce problème de sélection différentielle selon les contextes n'a pas été abordé de manière approfondie dans la littérature relative aux analyses biographiques multi-niveaux<sup>25</sup>, et il est difficile d'évaluer dans quelle mesure l'hétérogénéité contextuelle est affectée par ces effets de sélection, compte tenu de l'absence de données adéquates sur la migration. Il s'agit clairement d'un élément à approfondir dans les travaux futurs.

Le deuxième problème lié à la mobilité des femmes est celui de la prise en compte de variables contextuelles. Ne connaissant pas l'histoire migratoire des individus, il n'est

<sup>24</sup> Lesthaeghe et al. (1985, p. 51) notent par exemple, dans leur analyse contextuelle de l'âge au mariage au Kenya, que les femmes qui se marient tard vont en ville. L'effet de la ville n'est donc pas nécessairement un effet contextuel mais davantage un effet de sélection.

<sup>25</sup> Un document de travail récent de Reardon et al. (2001) discute brièvement ce problème de sélection dans une analyse biographique multi-niveaux de l'âge à la première cigarette. Compte tenu du lien apparemment tenu entre mobilité et risque de fumer, les auteurs considèrent ce problème comme négligeable.

pas possible de prendre en compte les caractéristiques contextuelles de leurs différents lieux de résidence au cours de leur vie, mais uniquement du lieu de résidence au moment de l'enquête. Ce problème avait déjà été souligné pour l'étude de la fécondité (cf. chapitre 4), et nous l'avions "contourné" en ne conservant dans le fichier de données que les périodes passées dans le lieu de résidence au moment de l'enquête. De cette manière, les caractéristiques contextuelles faisaient bien référence au contexte de résidence au moment des comportements étudiés. Pour l'analyse biographique du premier mariage, le problème est différent, étant donné que le mariage implique généralement un changement de résidence de l'épouse (vers le village de la famille du mari dans le système patrilocal). En d'autres termes, il y a pour les femmes un lien étroit entre nuptialité et mobilité, le contexte de résidence avant le premier mariage n'étant généralement pas le même que le contexte de résidence à l'enquête. Il n'est bien sûr pas possible de ne retenir les individus dans le fichier de données qu'après leur migration dans le contexte, qui coïncide souvent avec le premier mariage<sup>26</sup>, puisque l'analyse biographique s'intéresse précisément à la durée avant le mariage. On est donc contraint ici de *poser l'hypothèse que les caractéristiques du lieu de résidence de la femme avant son mariage sont comparables à celles du village dans lequel elle réside au moment de l'enquête*. Cette hypothèse est dans une certaine mesure justifiable étant donné qu'il existe au Maroc rural une endogamie spatiale au sein de la commune relativement importante<sup>27</sup>. Pour les variables contextuelles mesurées au niveau communal (rapport de masculinité, égalité entre sexes, taux de chômage), elle est donc justifiée, mais elle est peut-être moins appropriée pour les variables mesurées dans la grappe de sondage.

### Le type de données disponibles

La plupart des variables individuelles et de ménage collectées dans une enquête EDS font référence au moment de l'enquête (la possession de biens par le ménage, le fait de regarder la TV,...). Les variables définies avant que la femme ne commence à être soumise au risque de connaître l'événement (le lieu de naissance, le fait d'avoir été à l'école ou non) ne posent pas de problèmes particuliers pour une approche biographique étant donné qu'elles sont exogènes. Par contre, une variable comme le niveau de vie pose un problème d'endogénéité, étant donné que la valeur de cette variable peut dépendre a priori du comportement étudié. C'est probable pour la variable de niveau de vie dans l'étude des déterminants de l'âge au mariage, étant donné que le mariage implique un changement de ménage de la part de la femme. Ainsi, pour les femmes mariées, le niveau de vie mesuré se rapporte au moment de l'enquête, alors que c'est le niveau de vie avant le mariage qui devrait être pris en compte dans une approche expli-

<sup>26</sup> Les données de l'enquête ENPS-II de 1992 montrent en effet une forte corrélation entre la durée de résidence des femmes au lieu de l'enquête et leur durée de mariage. 69 % des femmes non-célibataires ont migré au moins une fois dans leur vie (elles habitaient dans une autre localité que celle où elles résidaient au moment de l'enquête), et la majorité de celles-ci ont migré (dernière migration) la même année que l'année de leur premier mariage (63%).

<sup>27</sup> Les données de l'enquête ENPS-II ne comportent pas d'information permettant d'étudier l'endogamie spatiale. L'enquête nationale sur la famille de 1995 (ENF) montre cependant qu'en milieu rural, 77 % des couples étaient nés tous deux dans la même commune rurale (Lfarakh, 1998), ce qui conforte notre hypothèse.

cative adéquate. Etant donné qu'il y a un changement de ménage avec le mariage, le niveau de vie du ménage au moment de l'enquête, qui se rapporte soit au couple lui-même soit au ménage des parents du mari, sera probablement différent de celui avant le mariage, qui est le niveau de vie du ménage des parents de la femme<sup>28</sup>. Autrement dit, même si l'on posait l'hypothèse de niveau de vie constant au sein d'un ménage au cours du temps, il serait susceptible de varier simplement parce que les femmes changent de ménage. Compte tenu de ce problème d'endogénéité, nous nous limitons ici à prendre en compte deux variables individuelles (en plus de l'âge), l'une définie à la naissance (génération), l'autre qui change au cours du temps (instruction). Nous testerons néanmoins l'effet du niveau de vie agrégé sur l'âge au mariage.

Un intérêt des variables contextuelles, malgré le problème de la mobilité discuté précédemment, est d'être souvent ancillaires (Blossfeld et Rohwer, 1995 ; Vermunt, 1997), ce qui signifie que *les valeurs prises par de telles variables ne dépendent pas du comportement individuel étudié* (ici le mariage), et qu'elles sont donc exogènes. Par exemple, le taux de chômage d'un contexte ne dépend pas du fait que les individus se marient, mais il peut influencer la probabilité de mariage des individus. Cela donne une flexibilité plus importante dans le choix des variables contextuelles que dans celui des variables individuelles. Le fait qu'une variable ne soit disponible que pour une période postérieure à celle étudiée (par exemple le taux de chômage en 1994) ne pose pas par exemple de problème majeur si l'on fait l'hypothèse qu'elle est une bonne approximation de la situation prévalant quelques années auparavant. Un intérêt des variables contextuelles est aussi de servir d'indicateur pour des variables individuelles manquantes ou potentiellement endogènes. C'est par exemple le cas pour une variable comme l'accès aux médias, qui peut être mesurée au niveau du contexte, mais pose un problème d'endogénéité au niveau du ménage avec le type de données disponibles ici. Cette pratique ne permet toutefois pas de séparer l'effet individuel de l'effet contextuel.

### 7.3 Hypothèses et variables explicatives

Les variables explicatives retenues ici sont basées sur la littérature relative aux déterminants de l'âge au premier mariage dans les pays en développement en général et sur des travaux plus spécifiques sur le mariage au Maroc. Soulignons d'emblée que *la plupart des variables explicatives utilisées ici sont des variables contextuelles*. Ceci est lié au fait que les variables individuelles ou familiales disponibles dans une enquête EDS et pouvant être utilisées dans une analyse biographique sont très limitées (cf. point précédent). Les caractéristiques de ces variables explicatives (source, date, moyenne, écarts-types, minimum, maximum) sont présentées dans le tableau ci-dessous. Ces variables et les hypothèses sont discutées dans les pages qui suivent.

---

<sup>28</sup> L'homogamie sociale est telle que le niveau de vie n'est pas nécessairement très différent entre le ménage des parents de la femme et du mari. Toutefois, lorsque les époux ne résident pas avec les parents de l'homme, le niveau de vie tel que mesuré ici peut diminuer sensiblement avec le mariage, les jeunes couples ayant probablement accumulé moins de biens (TV, moto,...) que leurs parents.

Tableau 7-5 : Sources, dates, moyennes, écarts types, minimum et maximum des variables individuelles et contextuelles, Maroc rural, 1981-1991.

Variables	Source	Période ou date	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<b>Variables individuelles (n=2 686)</b>						
Age au début de l'année 1991	ENPS-II	1991	21,5	5,3	14	47
Génération (Année de naissance - 1969)	ENPS-II	1991	0,5	5,3	-25	8
Instruction de la femme	ENPS-II	1992	1,04	2,41	0	16
<b>Variables contextuelles (n=74)</b>						
Egalité entre sexes	RGPH82	1982	0,166	0,134	0,009	0,483
Rapport de masculinité	RGPH82	1982	0,977	0,090	0,616	1,095
% de femmes regardant la TV	ENPS-I	1987	0,202	0,198	0,000	0,750
% de mariages consanguins	ENPS-I/II	1987/92	0,344	0,119	0,148	0,671
% de ménages étendus	ENPS-II	1992	0,322	0,135	0,047	0,730
Taux de chômage des hommes	RGPH94	1994	0,124	0,061	0,024	0,293
Présence d'une route goudronnée	ENPS-II	1992	0,784	0,414	0	1
Mortalité infanto-juvénile	ENPS-I/II	1957-91	0,155	0,052	0,059	0,267
Distance au centre urbain (* 100 km)	ENPS-II	1992	0,43	0,36	0,05	2,06
ENPS : Enquête Nationale sur la Population et la Santé ; RGPH : Recensement général de la population et de l'habitat.						

Au total, trois variables explicatives individuelles de la femme sont retenues : l'âge, la génération et l'instruction. Huit variables contextuelles sont prises en considération : le rapport de masculinité, l'égalité entre sexes, la proportion de ménages étendus, l'importance des mariages consanguins, le taux de chômage des hommes, la proportion de femmes regardant la télévision, la distance à la ville et l'existence d'une route goudronnée reliant la grappe de sondage.

### Génération

Etant donné l'importance des changements de l'âge au mariage au cours des dernières décennies, nous incluons la génération comme variable explicative. Comme le souligne Ryder (1985, p. 16), la génération est une "catégorie structurelle ayant un pouvoir explicatif en tant qu'indice de l'expérience commune de nombreuses personnes dans cette catégorie". Il ne s'agit pas à proprement parler d'une variable explicative, mais elle tient compte en quelque sorte de facteurs non mesurés ou mesurables par d'autres variables. L'hypothèse ici est simplement que les femmes des générations plus récentes ont des probabilités de mariage moins élevées.

### Déséquilibre entre sexes sur le marché matrimonial

Un élément a priori essentiel dans l'explication de l'âge au mariage est la disponibilité de partenaires sur le marché matrimonial, dont nous avons déjà discuté à plusieurs reprises. Des distorsions sur le marché matrimonial sont en effet susceptibles de retarder de manière substantielle l'âge au mariage (Smith, 1983). On a déjà souligné dans le chapitre sur la fécondité que de nombreux villages marocains, en particulier dans l'An-

ti-Atlas au sud du Maroc, se caractérisent par un déficit d'hommes important résultant de l'émigration. On note ainsi une forte hétérogénéité contextuelle des rapports de masculinité, allant de 0,6 à 1,1, dont il importe de tenir compte dans l'explication des différences contextuelles de l'âge au premier mariage. Les quelques analyses exploratoires suggèrent un effet important de cette variable.

Plusieurs questions se posent dans la prise en compte de caractéristiques du marché matrimonial, telles que définir ses limites spatiales et tenir compte du fait qu'il n'est pas homogène et que la sélection du conjoint n'est pas aléatoire<sup>29</sup>. En ce qui concerne les limites spatiales du marché matrimonial, nous adoptons ici le découpage communal. Cette définition est justifiée par le fait que les mariages sont traditionnellement endogames aux tribus, dont les limites correspondent grosso modo aux limites communales (cf. chapitre 3)<sup>30</sup>. Compte tenu des données disponibles, nous ne pouvons prendre que le rapport de masculinité dans la commune comme caractéristique du marché matrimonial local.

### Instruction de la femme

Le fait que les femmes instruites se marient plus tard est une observation largement répandue dans le monde en développement (McDonald, 1985). On distingue classiquement trois mécanismes par lesquels l'instruction de la femme influence l'âge au mariage (Jejeebhoy, 1998) : (1) Les femmes instruites, au Maroc comme ailleurs, auraient davantage de liberté dans le choix du conjoint, en pouvant s'opposer plus facilement aux choix des parents<sup>31</sup>. Cela conduirait à des mariages plus tardifs en prolongeant la recherche du partenaire. (2) L'instruction des femmes augmenterait leurs possibilités d'emploi, favorisant également un mariage plus tardif, notamment par une plus grande indépendance économique ; dans certaines situations, la famille de la femme peut également favoriser le mariage plus tardif si elle retire un bénéfice de son travail<sup>32</sup>. (3) Comme on l'a dit, lorsqu'il existe des règles d'hypergamie -et c'est le cas au Maroc- l'instruction réduirait également la disponibilité de partenaires potentiels sur le

<sup>29</sup> Le choix du conjoint répond généralement à des règles d'endogamie familiale, d'homogamie sociale, d'hypergamie,... L'effet de ces règles est de segmenter le marché matrimonial en fonction de diverses caractéristiques. Par exemple, nous l'avons déjà souligné, si l'hypergamie est la règle, les hommes "mariables" pour une femme instruite seront moins nombreux que pour une femme non instruite, ce qui aura tendance à retarder l'âge au mariage (Goldman et al., 1984 ; Smith, 1983).

<sup>30</sup> Comme nous l'avons déjà signalé, l'Enquête Nationale sur la Famille de 1995 (ENF) indique que près de 80 % des mariages en milieu rural étaient endogames à la commune rurale (Lfarakh, 1998), ce qui conforte ce choix.

<sup>31</sup> L'Enquête Nationale sur la Famille indique à ce sujet que, au niveau de l'ensemble du Maroc, seulement 10 % des femmes sans instruction déclarent avoir choisi seules leur conjoint, alors que ces proportions sont de près de 50 % parmi les femmes de niveau secondaire et 60 % chez les femmes de niveau d'instruction supérieur (CERED, 1997a).

<sup>32</sup> Dans certaines situations, le fait de travailler peut être en conflit avec le fait d'être mariée. L'instruction, en augmentant le salaire potentiel sur le marché du travail, augmenterait le coût d'opportunité du mariage et encouragerait par ce biais un mariage plus tardif (Hirschman, 1985 ; Jejeebhoy, 1998).

marché matrimonial, retardant ainsi l'âge au mariage<sup>33</sup>. L'instruction des femmes pourrait également augmenter le coût du mariage par une dot plus importante, bien qu'il ne semble pas y avoir d'information précise à ce sujet au Maroc<sup>34</sup>.

D'autres influences sont envisageables. Il peut y avoir par exemple un effet "mécanique" de l'instruction, dans la mesure où le fait d'aller à l'école est incompatible avec le fait d'être mariée. Ceci n'est toutefois possible que pour les femmes ayant des niveaux d'instruction élevés (Smith, 1983), et cela joue certainement un rôle négligeable au Maroc rural. On peut également considérer que les parents qui envoient leurs filles à l'école ont des valeurs moins traditionnelles. En ce sens, l'instruction des filles serait un indicateur de modernité des valeurs familiales (Smith, 1983).

Les impacts potentiels de l'instruction sont donc multiples et il s'agit a priori d'une variable dont le rôle sur l'âge au mariage est important. L'instruction de la femme est ici mesurée par le nombre d'années d'études à chaque âge. Cela permet de tenir compte du fait que plus le nombre d'années d'études est élevé, plus le risque de mariage est faible. Elle évolue donc au cours du temps, du moins pour les (rares) femmes encore à l'école après l'âge de 12 ans.

### Egalité entre sexes

Les influences de l'égalité entre sexes sur l'âge au mariage sont, dans une certaine mesure, liées aux influences de l'instruction de la femme discutées ci-dessus et aux normes relatives aux mariages arrangés abordées dans le point suivant. L'un des mécanismes par lesquels l'égalité entre sexes influencerait l'âge au mariage passe par la réduction de la nécessité du contrôle de la sexualité des femmes à travers le mariage (arrangé) précoce (Mason, 1993). La nécessité de préserver la virginité de la femme avant qu'elle ne se marie est l'un des éléments fréquemment avancés comme raison du mariage précoce au Maroc et dans le monde musulman en général (Belghiti, 1969 ; Mernissi, 1985 ; Ruthven, 1997). Un système plus égalitaire, donnant davantage d'autonomie aux femmes, s'accompagnerait d'un contrôle moins important de leur sexualité et permettrait donc un mariage plus tardif.

Deux éléments discutés en rapport à l'instruction peuvent également être repris ici. Une plus grande indépendance économique et sociale des femmes dans les contextes plus

<sup>33</sup> Nous avons calculé un indice d'hypergamie pour le milieu rural marocain à partir des données sur le niveau d'instruction des couples dans l'enquête ENPS-II. Il est calculé en rapportant le nombre de couples "attendus" dont la femme aurait un conjoint de niveau d'instruction inférieur en cas de sélection aléatoire du conjoint au nombre de couples observés dans lesquels la femme a un niveau d'instruction supérieur à celui de son mari (les niveaux distingués sont (1) sans instruction, (2) primaire et (3) secondaire et supérieur). La valeur de cet indice est de 2,04 : pour un nombre attendu de 186 femmes de niveau d'instruction supérieur à celui du mari, on a seulement 91 cas observés. Il y a donc bien hypergamie, même si elle n'est pas stricte.

<sup>34</sup> L'Enquête Nationale sur la Famille (CERED, 1997a) indique une forte relation positive entre le montant de la dot et la catégorie socio-professionnelle de l'époux. Elle est de près de 17 000 Dirhams (environ 70 000 FB) pour les catégories les plus élevées (cadres, élus locaux,...), et d'environ 5 000 Dirhams pour les agriculteurs. La relation avec la catégorie socio-professionnelle de la femme n'est par contre pas claire, et serait même plutôt inversée entre les extrêmes : les femmes cadres ont la dot la plus faible (environ 4 000 Dirhams), et celles occupées dans l'agriculture la plus élevée (15 000 Dirhams).



égalitaires favoriserait également le mariage plus tardif. D'une part, l'existence d'alternatives au rôle domestique des femmes leur permettrait de retarder leur mariage, l'homme n'étant en quelque sorte pas "nécessaire". Par ailleurs, nous l'avons souligné dans le point sur l'instruction, dans les contextes plus égalitaires, les femmes auraient davantage de liberté dans le choix du conjoint, favorisant également le mariage plus tardif. L'égalité entre sexes est mesurée par le rapport du taux d'alphabétisation des femmes à celui des hommes dans la commune rurale en 1982 (population de 10 ans et plus).

### **Système familial, mariages arrangés, endogamie familiale et mortalité**

Le système de famille patriarcale étendue, qui est le système familial traditionnel au Maroc, favoriserait le mariage précoce de différentes manières (Smith, 1983 ; United Nations, 1988). Dans ce système, "les fils mariés restent sous le même toit que leur père, qui reste le chef du ménage jusqu'à sa mort" (Timur, 1977, p. 482). Contrairement à la famille nucléaire, qui requiert l'indépendance économique et résidentielle des couples, le système de famille étendue permet d'absorber de nouveaux couples dans la famille. De plus, étant donné que les jeunes épouses cohabitent avec leur belle-mère, elles auraient moins de responsabilités domestiques, ce qui pourrait également favoriser ou au moins faciliter un âge au mariage jeune. La cohabitation du jeune couple et de la famille du mari reste importante au Maroc. En milieu rural, plus de 64 % des femmes mariées déclarent avoir habité chez leurs beaux-parents au début du premier mariage (CERED, 1997a).

Le système de famille patriarcale est également associé à un faible statut de la femme (discuté ci-dessus) et à l'importance des mariages arrangés, qui sont traditionnellement la norme au Maroc. Même si les choses évoluent aujourd'hui en ce qui concerne le rôle de la famille dans le choix du conjoint (Ajbilou, 1998), la récente Enquête Nationale sur la Famille de 1995 (ENF) au Maroc montre toutefois qu'en milieu rural, à peine 8 % des femmes déclarent avoir choisi seules leur conjoint, et que dans 75 % des cas le mariage a été arrangé par au moins l'un des deux parents (CERED, 1997a). Le mariage arrangé reste donc, de loin, la situation la plus fréquente. Son influence sur l'âge au mariage a déjà été abordée indirectement dans l'effet de l'instruction et de l'égalité entre sexes. D'abord, la recherche du conjoint demanderait moins de temps dans les mariages arrangés que pour les mariages d'affinité (Malhotra et Tsui, 1996). En d'autres termes, le temps passé sur le marché matrimonial est réduit du simple fait que les parents ou des intermédiaires se chargent de "trouver" le conjoint. L'une des fonctions du mariage arrangé serait aussi de contrôler la sexualité des femmes (cf. ci-dessus), ce qui favoriserait également le mariage précoce.

Par ailleurs, une forme spécifique de mariage arrangé dans le monde arabe est l'endogamie familiale, c'est-à-dire le mariage avec un partenaire du même groupe de parenté, de préférence un cousin parallèle (Davis et Davis, 1993 ; Fargues, 1986). Au Maroc rural, environ un tiers des femmes mariées à l'enquête ENPS de 1992 l'étaient avec un parent, dont les trois-quarts avec un cousin paternel ou maternel (parallèle ou croisé). L'endogamie familiale reste donc fortement présente au Maroc, et il semble que la

pratique soit stable au cours du temps<sup>35</sup>. Elle pourrait a priori également favoriser le mariage précoce, dans la mesure où la dot (versée par la famille du mari au père de la femme) pourrait être réduite ou quasi-absente dans ce système. Les informations relatives à ce sujet sont toutefois peu nombreuses et dans une certaine mesure contradictoires. Au total les pratiques semblent très variables entre régions au Maroc<sup>36</sup>.

Nous prenons deux indicateurs pour mesurer l'importance de la famille étendue et des mariages arrangés au niveau local. Le premier est la proportion de ménages étendus au niveau contextuel<sup>37</sup>. Cet indicateur mesure la capacité pour les ménages dans le contexte à absorber de nouveaux couples, et donc l'importance réduite de l'indépendance résidentielle comme facteur influençant l'âge au mariage. Cet indicateur n'est pas réellement exogène, puisque des mariages précoces dans la communauté sont susceptibles de conduire à des situations dans lesquelles plusieurs générations cohabitent. La relation mesurée avec cet indicateur est en ce sens plus une association qu'une relation causale. Le second indicateur vise à mesurer l'importance de la pratique du mariage arrangé dans le contexte, et ainsi indirectement des normes, par la proportion de mariages consanguins (endogamie familiale) au niveau contextuel. L'hypothèse est que les mariages arrangés sont plus fréquents dans des contextes caractérisés par de fortes proportions de mariages consanguins, ce qui conduit à des mariages plus précoces<sup>38</sup>.

Nous incluons également la mortalité des enfants au niveau du contexte local. Bien que cette variable soit a priori moins directement liée à l'âge au mariage, quelques auteurs ont émis l'hypothèse que la mortalité pouvait influencer l'âge au mariage notamment par l'intermédiaire de normes relatives à la taille de la famille (United Nations, 1988) ou par l'effet d'assurance (Legrand et Barbieri, 1998). Une forte mortalité serait donc associée à un mariage précoce. Elle est mesurée, comme dans le quatrième chapitre, par le rapport du nombre de décès d'enfants de moins de cinq ans au nombre de naissances sur la période 1957-1991.

### Emploi et marché du travail

Plusieurs facteurs relatifs aux opportunités d'emploi peuvent aussi influencer l'âge au mariage (Smith, 1983). En particulier, la rareté croissante des terres (en milieu rural) et d'emplois pour les hommes auraient un effet inhibiteur sur le mariage (Chowdhury et Trovato, 1994 ; Vinovskis, 1984). Dans une étude sur un village marocain dans les

<sup>35</sup> Soulignons que dans certaines régions du Maroc, il n'existerait pas de règle préférentielle de mariage avec le cousin, et il serait par ailleurs proscrit dans d'autres régions.

<sup>36</sup> Certains auteurs indiquent que le montant de la dot serait plus faible pour les mariages entre cousins (Hayeur-Smith, 1983). Hart (1976, p. 129), sur une tribu rifaine, indique par contre que "aucune réduction dans le montant de la dot n'est consentie dans le cas de mariage entre cousins parallèles ou croisés".

<sup>37</sup> Les ménages étendus sont ici définis comme des ménages dans lesquels cohabitent, en 1992, les (ou un) parents et au moins un enfant marié. Les données permettant de calculer cet indicateur ne sont pas disponibles dans l'enquête EDS de 1987, et il est donc basé sur les seules données de l'enquête de 1992.

<sup>38</sup> Les données de l'enquête nationale sur la famille indiquent une relation assez nette (au niveau individuel) entre le mode de choix du conjoint et l'endogamie familiale (CERED, 1997a). Néanmoins, on peut s'interroger sur la validité de cet indicateur dans la mesure où plus de 90 % des mariages en milieu rural sont arrangés. Il s'agit donc d'un indicateur probablement assez grossier du degré d'importance accordé au mariage arrangé et de la possibilité pour la femme de s'exprimer sur le choix du conjoint.

années 1970, Davis (1987, p. 28) suggère à ce sujet que, "l'augmentation de l'âge au mariage est probablement due au manque général de familles étendues basées sur l'agriculture [...] et pouvant accueillir et soutenir un nouveau couple. Les mariages maintenant ne se produisent pas tant que l'homme a un emploi avec lequel il peut subvenir aux besoins de sa nouvelle famille". Dans les contextes où les possibilités d'emploi sont rares, l'âge au mariage devrait a priori être plus élevé parmi les hommes et, indirectement, parmi les femmes<sup>39</sup>.

L'indicateur des possibilités d'emplois au niveau local retenu est le taux de chômage des hommes de la commune rurale au recensement de 1994. Les données de l'enquête EDS ne permettent pas, dans cette analyse, d'inclure le travail des femmes comme variable explicative au niveau individuel, étant donné que l'on ne peut déterminer pour chaque période si une femme travaillait ou non. Nous ne disposons pas non plus d'information fiable au niveau contextuel<sup>40</sup>.

### Facteurs de diffusion

Le rôle des médias et en particulier de la télévision dans les changements de fécondité a récemment reçu une attention importante dans la littérature démographique, comme vecteur d'information valorisant le modèle occidental de consommation, de faible fécondité et de mariage tardif (Reed et al., 1999, p. 15). De nombreux observateurs ont aussi souligné l'importance de la télévision au Maroc dans les changements sociaux et culturels, et notamment comme facteur pouvant influencer l'âge au mariage. Pour Ajbilou (1998, p. 52) par exemple, la télévision contribuerait à "modifier le mode de vie des individus envers l'institution du mariage", et pour Davis (1987, p. 27), à "susciter [...] des espoirs d'amour à l'occidentale". Kfita-Ayat (1988, p. 20) note encore, dans une étude sociologique sur le mariage au Maroc, que "le développement rapide des mass médias favorise une remise en cause sans précédent des codes imposés par la tradition". Compte tenu de la forte progression ces dernières années de l'accès à ce média au Maroc, nous avons retenu comme variable contextuelle la proportion de femmes regardant la TV au moins une fois par semaine en 1987, qui se rapporte donc au milieu de la période. Le fait de ne pas inclure de variable au niveau du ménage est lié au problème d'endogénéité discuté précédemment. La variable contextuelle retenue mesure donc a priori un mélange des influences au niveau individuel et au niveau contextuel.

D'autres facteurs susceptibles de favoriser la communication et la diffusion de valeurs modernes est la présence de voies de communication et les contacts avec le monde urbain (Bilsborrow et Guilkey, 1987). La proximité spatiale de la ville favoriserait les contacts avec le monde urbain, et l'existence d'une route goudronnée faciliterait égale-

<sup>39</sup> Cette relation devrait aussi être plus marquée dans les contextes fortement nucléarisés, dans la mesure où l'indépendance économique et résidentielle est probablement une condition au mariage plus stricte que dans les contextes à faible nucléarisation. Cette hypothèse peut être testée par une interaction entre la proportion de ménages étendus et le taux de chômage. Nous l'avons testée dans des analyses préliminaires, et elle n'est pas significative.

<sup>40</sup> Dans des analyses exploratoires, nous avons testé l'effet de la proportion de femmes travaillant pour un salaire dans le contexte local ; cette variable est loin de la significativité.

ment les interactions sociales avec l'extérieur. Nous tenons compte de ces influences potentielles par une variable mesurant la distance à la ville, et une variable dichotomique indiquant si la grappe d'échantillonnage est reliée par une route goudronnée<sup>41</sup>.

Tableau 7-6 : Synthèse des influences possibles des variables explicatives sur les risques de mariage par catégorie de variables explicatives.

Variables explicatives	Catégories		
	Disponibilité de partenaires	Faisabilité du mariage	Caractère désirable du mariage
Instruction	-		-
Génération		-	-
Rapport de masculinité	+		
Egalité entre sexes			-
Taux de chômage		-	
% regardant la TV	-		-
% ménages étendus		+	+
Route goudronnée			-
Distance au centre urbain			-
% mariages consanguins	+		+

En bref, les différentes variables explicatives prises en compte dans les modèles statistiques peuvent influencer l'âge au mariage de diverses manières. Le tableau ci-dessus classe les variables retenues en fonction des trois grandes catégories de facteurs explicatifs exposées dans le cadre analytique. Pour chacune, nous avons reporté le type d'effet attendu (positif ou négatif) d'une augmentation de la variable explicative sur la probabilité de mariage. Un effet attendu positif se traduit donc par un âge au mariage plus jeune.

## 7.4 Résultats

Les différentes variables discutées ci-dessus<sup>42</sup> ont été testés d'abord séparément, et nous avons ensuite construit les modèles en introduisant progressivement les variables. La présentation des modèles intermédiaires dans lesquels les variables contextuelles sont prises en compte de manière progressive n'apportant pas réellement d'information supplémentaire, nous ne les reprenons pas ici.

<sup>41</sup> La présence d'une route peut non seulement favoriser la diffusion de modèles familiaux mais peut témoigner *a priori* également d'un développement socio-économique plus général. Toutefois, la présence d'une route ne montre pratiquement aucune association avec diverses variables socio-économiques telles que le niveau de vie moyen, la mortalité, l'accès aux médias,... Elle mesure donc "autre chose" que le développement économique. Nous y reviendrons.

<sup>42</sup> Les variables sont prises en compte sous forme d'effet direct ou en interaction avec l'âge ou le logarithme de l'âge. Pour chacune, nous avons testé préalablement la combinaison qui donnait le meilleur ajustement (résultats non repris), qu'ensuite nous retenons.

Tableau 7-7 : Résultats des modèles biographiques multi-niveaux de la probabilité de premier mariage au Maroc rural, période 1981-1991.

Variables	Modèle vide	Modèle K.1	Modèle K.1(b)	Modèle K.2	Modèle K.3	Modèle K.4
Constante	-6,891***	-15,641***	-15,904***	-15,849***	-15,079***	-15,905***
Age (a)	-0,331***	-0,265***	-0,265***	-0,330***	-0,336***	-0,342***
Logarithme (age)	3,631***	6,773***	6,922***	7,118***	6,869***	7,241***
<b>Variables individuelles</b>						
Génération	-	-	-	-0,064***	-0,063***	-0,062***
Instruction de la femme	-	-	-	-0,171***	-0,173***	-0,174***
Instruction * âge	-	-	-	0,015***	0,015***	0,015***
<b>Variables contextuelles</b>						
% Mariages consanguins	-	-0,202	-0,232	-0,305	-	-
% de ménages étendus	-	1,198**	1,255**	1,052**	1,007**	1,118**
Mortalité infanto-juvénile	-	1,587	1,807	1,432	-	-
Rapport de masculinité	-	8,462***	8,706***	9,244***	8,619***	9,287***
Rapp. masc. * ln(age)	-	-3,364***	-3,513***	-3,747***	-3,437***	-3,724***
Egalités sexes * age	-	0,344**	0,340**	-0,405***	-0,359**	-0,335**
Egalités sexes * ln(age)	-	1,836**	1,812**	2,074***	1,683**	1,329**
Taux de chômage	-	-1,629	-1,642*	-1,548	-1,794*	-
Distance centre urbain	-	0,341*	0,291*	0,315*	-0,290*	-
% TV	-	-0,225	-0,261	-0,161	-	-
Route * ln(age)	-	-0,235***	-0,224***	-0,216***	-0,225***	-0,222***
Variance constante $\sigma^2_{u0}$		0,0924***	0,1057***	0,0948***	0,1020***	0,1160***
Covariance âge-constante $\sigma_{u01}$		-0,0013	-	-	-	-
Variance âge $\sigma^2_{u1}$		0,0006	-	-	-	-
Déviance	6755,3	6693,3	6694,9	6641,1	6643,7	6649,5
Nombre de paramètres	3	17	15	18	15	13

\*\*\* :  $p < 0,01$  ; \*\* :  $p < 0,05$  ; \* :  $p < 0,10$  ; + :  $p < 0,20$  (tests bilatéraux, sauf pour les variances contextuelles) ; (a) : la variable "âge" est égale à l'âge de la femme moins 11 ans.

Le premier modèle (K.1, Tableau 7-7) reprend donc l'ensemble des variables contextuelles simultanément. Soulignons simplement que le chômage des hommes est significatif lorsqu'il est considéré isolément, mais ne l'est pas avec le contrôle d'autres variables. La distance à la ville, par contre, n'est pas significative isolément, mais le devient avec le contrôle du rapport de masculinité, celui-ci étant fortement associé à l'âge au mariage et en moyenne plus faible dans les villages éloignés de villes.

Au total, cinq variables contextuelles sont significatives dans le premier modèle (modèle K.1), dont deux, le rapport de masculinité et l'existence d'une route goudronnée, le sont très fortement. La proportion de ménages étendus, la distance à la ville et l'égalité entre sexes le sont plus légèrement. Soulignons déjà que l'effet de l'égalité entre sexes est contraire à l'effet attendu, l'âge au mariage étant légèrement plus élevé dans les contextes inégalitaires. Nous revenons également à ce stade à un modèle à un seul

coefficient aléatoire (la constante), le fait de considérer l'effet de l'âge comme aléatoire entre contextes n'améliorant plus l'ajustement de manière significative (modèle K.1b).

Le deuxième modèle (K.2) inclut en plus les deux variables individuelles (l'instruction et la génération). Leurs coefficients sont très significatifs, mais leur prise en compte ne change pas la significativité des variables contextuelles. Dans le troisième modèle (K.3), nous excluons plusieurs variables contextuelles. La proportion de femmes regardant la TV est très loin de la significativité ( $p=0,70$ ) et la proportion de ménages consanguins l'est également ( $p=0,53$ ) et est de signe contraire au signe attendu. La mortalité est également relativement loin de la significativité ( $p=0,30$ ) et nous l'éliminons aussi à ce stade. Seul le chômage est de signe attendu et relativement proche de la significativité. Lorsque les trois autres variables (mortalité, endogamie et TV) sont exclues, il est très proche du seuil de 10 %. La distance à la ville devient légèrement non-significative. Nous simplifions encore le modèle en éliminant ces deux variables (modèle K.4).

Au total dans ce dernier modèle (K.4), six variables sont significatives (génération, instruction, ménages étendus, rapport de masculinité, égalité entre sexes, route goudronnée). Cinq des variables contextuelles testées ne le sont pas, bien que deux d'entre elles (distance à la ville et chômage) soient proche de la significativité et de signe attendu dans un modèle intermédiaire (K.3). Nous commenterons les résultats du modèle K.4 en nous basant sur les valeurs de trois indicateurs prédits par le modèle final (Tableau 7-8) et sur les courbes de probabilités de premier mariage et de proportions de célibataires par âge prédites par le modèle (Figure 7-9, page 243).

L'effet de la génération est de loin le plus important et le plus significatif, ce qui n'est pas surprenant compte tenu des changements de l'âge au premier mariage décrits dans le troisième chapitre. Selon ces modèles, les femmes de la génération 1975 ont un âge médian au mariage de plus de 3 ans supérieur à celui des femmes de la génération 1964 (Tableau 7-8)<sup>43</sup>.

L'effet de l'instruction individuelle de la femme est également largement significatif. Il est non-proportionnel, comme le montre le croisement des courbes de probabilités de mariage par âge (Figure 7-9). Sur ce graphique, qui compare les probabilités de premier mariage des femmes sans instruction à celles des femmes ayant fait 4 années d'étude, le risque de mariage est plus élevé parmi les femmes sans instruction jusqu'à 23 ans, et moins élevé au-delà. L'âge médian au mariage des femmes instruites est d'environ un an supérieur à celui des femmes sans instruction. L'effet de l'instruction sur l'âge au mariage est donc bien confirmé par ce modèle, bien qu'il soit relativement modéré.

Les modèles testés indiquent également une forte relation entre la proportion de ménages étendus dans le contexte et l'âge au mariage. L'hypothèse à l'origine de l'inclusion de cette variable était que la nucléarisation constitue un frein au mariage, dans la mesure où elle requiert une certaine indépendance économique des nouveaux couples. Les

<sup>43</sup> La comparaison des deux générations (1964 et 1975) vise ici simplement à traduire sous forme interprétable l'effet mesuré dans les modèles biographiques.

contextes plutôt "nucléarisés" favoriseraient donc des mariages plus tardifs. Comme nous l'avons déjà souligné, on ne peut toutefois considérer cette variable comme exogène, et elle mesure donc une association plus qu'une relation causale, clairement confirmée avec un âge médian au mariage d'un an et demi supérieur dans les contextes nucléarisés. A l'inverse, la proportion de mariages consanguins n'est pas associée à l'âge au mariage. Cette variable était prise en compte comme indicateur des normes relatives au mariage arrangé. Sous réserve de validité de l'indicateur, il ne semble donc pas y avoir de relation entre ces normes et l'âge au mariage<sup>44</sup>. La mortalité infanto-juvénile au niveau contextuel n'est pas non plus associée à l'âge au mariage. Le coefficient positif indique que l'âge au mariage est un peu plus jeune dans les contextes à forte mortalité, mais l'effet est loin de la significativité.

Tableau 7-8 : Proportions de femmes mariées à 20 ans et 30 ans et âges médians au premier mariage prédits pour différentes valeurs des variables explicatives du modèle K.4, Maroc rural, 1981-91.

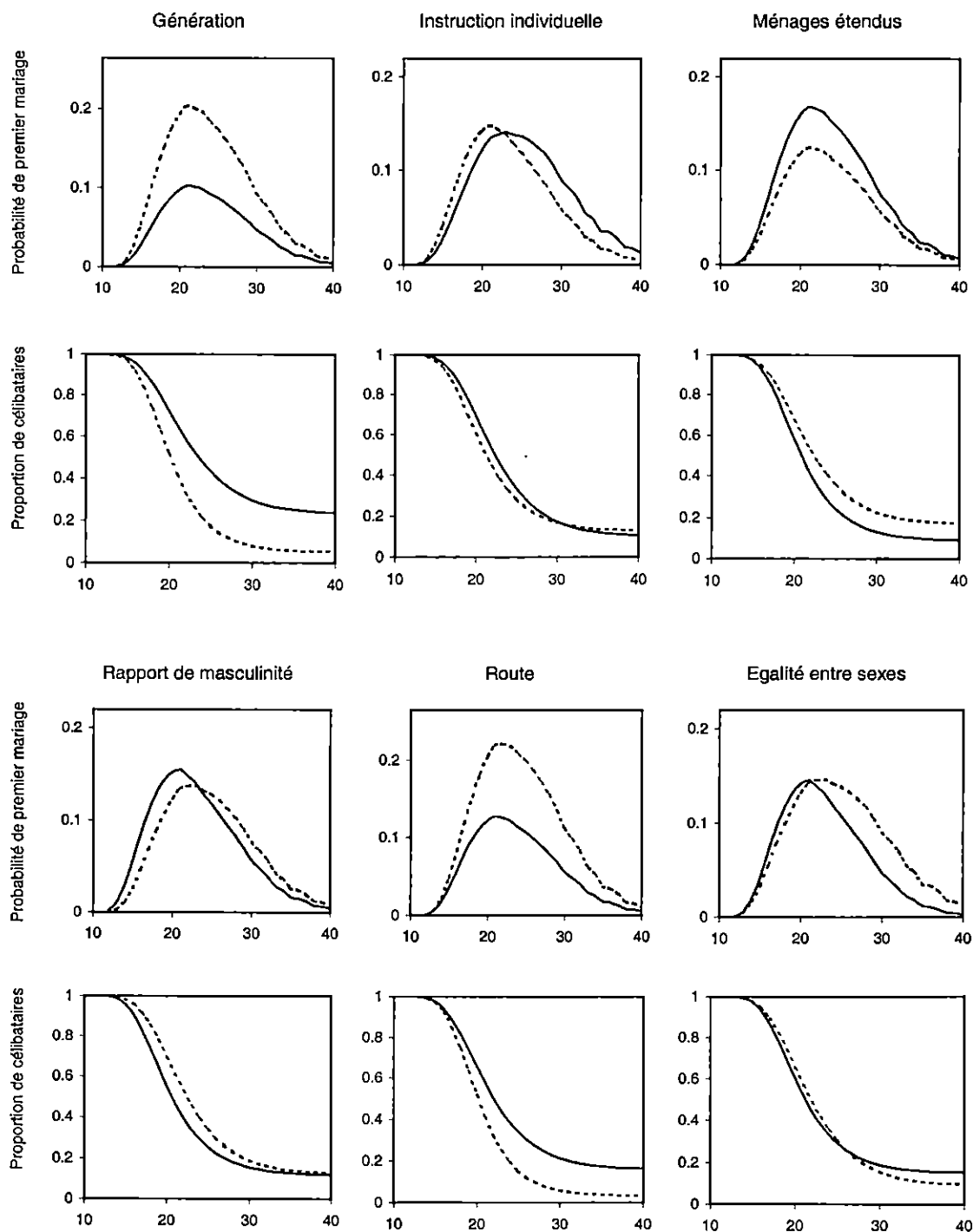
Variables	Valeur	Proportion de femmes mariées prédites		Age médian au mariage prédit
		20 ans	30 ans	
Génération	1964	48,7	92,0	20,1
	1975	27,7	70,3	23,5
Années d'instruction	0	39,7	82,8	21,2
	4	30,5	82,5	22,3
% Ménages étendus	18,7 %	32,7	77,4	22,3
	45,7 %	41,9	87,1	20,8
Rapport de masculinité	0,887	30,7	81,1	22,3
	1,067	44,7	84,5	20,6
Route	Oui	34,4	78,6	22,0
	Non	48,4	93,9	20,1
Egalité entre sexes	0,032	34,6	84,3	21,8
	0,300	39,7	81,2	21,2
Les valeurs des variables utilisées sont leur moyenne plus ou moins un écart-type. Pour l'instruction, la valeur inférieure a été bornée à 0 et la valeur supérieure arrondie à l'entier supérieur (4 ans). Pour l'existence d'une route, les valeurs comparées sont les deux modalités de la variable (0 et 1).				

En revanche, le rapport de masculinité dans la commune a un effet très largement significatif sur les probabilités de premier mariage. Comme pour l'instruction, l'effet est non-proportionnel, avec des risques de mariage moins élevés dans les contextes à déficit d'hommes jusqu'à 24 ans, et plus élevés au-delà. 45 % des femmes sont mariées à 20 ans dans les premiers contre à peine 30 % dans les seconds, conduisant à une différence d'âges médians entre les deux catégories de contextes de 1,7 an, soit l'un des effets les plus importants parmi toutes les variables testées (avec la génération et l'existence d'une route). Dans les contextes à très fort déficit d'hommes, l'effet est encore plus important,

<sup>44</sup> La proportion de ménages étendus reflète toutefois probablement également les normes relatives aux mariages arrangés.

un contexte avec un rapport de masculinité de 0,7 ayant un âge médian prédit de 23,6 ans.

Figure 7-9 : Probabilités de premier mariage et proportions de célibataires par âge prédites par le modèle pour deux valeurs de chacune des six variables explicatives du modèle K.4.



Les lignes solides font référence à la valeur élevée de la variable, les lignes en pointillés à la valeur faible (valeurs reprises dans le Tableau 7-8).



A notre surprise, l'égalité entre sexes au niveau contextuel, bien que significative, n'a pratiquement pas d'effet sur l'âge au mariage. Qui plus est, l'âge médian au mariage est légèrement supérieur dans les contextes inégalitaires, ce qui est contraire à l'effet attendu. Ce résultat sur lequel nous reviendrons confirme ce que les analyses exploratoires laissaient présager (Tableau 7-4, page 227). Notons ici que l'alphabétisation des femmes dans le contexte (résultat non repris) conduit à une conclusion identique.

Parmi les variables prises en compte comme facteurs facilitant la diffusion, deux ne sont pas significatives. L'accès à la télévision est loin de la significativité et la distance à la ville en est proche. Par contre, et c'est dans une certaine mesure assez surprenant, le fait que la grappe de sondage soit reliée par une route goudronnée est très significatif, et l'âge médian au mariage dans les contextes reliés par une route est de plus d'un an et demi supérieur aux autres contextes. Cette variable peut représenter un degré d'ouverture aux influences extérieures plus important. On revient sur l'importance potentielle des réseaux de communication comme accélérateur des changements démographiques (Bongaarts et Watkins, 1996 ; Casterline, 1985c). Rappelons qu'elle ne ressort par contre pas du tout dans les analyses de la fécondité et de la pratique contraceptive. Nous revenons ultérieurement sur son interprétation.

Enfin, le taux de chômage dans la commune rurale n'a pas d'effet significatif sur l'âge au mariage. Il l'est et est bien négatif lorsqu'il est inclus isolément, indiquant qu'un taux de chômage élevé est associé à des probabilités de mariage plus faibles. Mais la non-significativité avec le contrôle des autres variables indique toutefois que son effet n'est pas massif. Il est cependant possible que les données sur le chômage soient entachées de certaines erreurs réduisant la significativité de l'effet mesuré.

Au bout du compte, il persiste une importante hétérogénéité contextuelle. La variance contextuelle du modèle final (K.4), égale à 0,116, est largement significative, même si elle est plus de deux fois plus faible que la variance du modèle vide, égale à 0,273<sup>45</sup>. Les variables explicatives expliquent donc une part substantielle de l'hétérogénéité contextuelle, tout en laissant une part non expliquée importante.

#### 7.4.1 Discussion

Parmi les relations mises en évidence, certaines sont classiques et attendues, comme l'effet de l'instruction sur l'âge au mariage. D'autres, rarement étudiées au niveau contextuel, étaient aussi fortement attendues, comme l'effet de la disponibilité de partenaires sur l'âge au mariage. Enfin, certaines sont plutôt inattendues, comme la forte relation de l'âge au mariage avec la présence d'une route ou, au contraire, la (faible) relation inverse entre âge au mariage et égalité entre sexes. Nous revenons brièvement sur ces résultats et en particulier sur l'effet des routes goudronnées.

---

<sup>45</sup> La variance du modèle vide reprise ici est calculée pour un modèle dont seule la constante est aléatoire.

### Synthèse des résultats

Parmi les résultats classiques et attendus, on peut souligner l'effet de l'instruction sur l'âge au mariage, que de multiples mécanismes permettent d'expliquer. Son effet est toutefois relativement modéré et la faible proportion de femmes ayant été à l'école est telle que l'impact sur l'âge au mariage dans la population reste faible. Pour cette même raison, cette variable n'a que peu d'effet sur l'hétérogénéité contextuelle. Il nous semble donc abusif d'affirmer, comme divers auteurs le font, que l'augmentation de l'âge au mariage est "le produit de l'école". L'instruction a un effet sur l'âge au mariage, mais ce n'est certainement pas le moteur premier des changements, ni la variable permettant d'expliquer la forte hétérogénéité contextuelle de l'âge au mariage. On ne peut pas non plus invoquer d'effet contextuel de l'instruction : l'égalité entre sexes en matière d'alphabétisation a un effet marginal sur l'âge au mariage, contraire même aux attentes<sup>46</sup>. C'est l'un des résultats surprenants de ces analyses. Alors que cette variable contextuelle apparaît comme la plus importante dans l'explication des comportements de fécondité légitime, son rôle est ici inversé. En d'autres termes, les femmes se mariaient un peu plus jeunes dans les contextes plus égalitaires, ce qui va à l'encontre de ce que l'on a pu observer entre pays (Mason, 1995). Nous n'y voyons pas d'explication évidente. Peut-être les femmes dans les contextes inégalitaires cherchent-elles à garder leurs filles plus longtemps auprès d'elles qui sont leurs principales aides dans les tâches ménagères (Davis, 1987 ; Direction de la Statistique, 1999), retardant ainsi leur mariage.

On soulignera aussi l'absence de relation avec la mortalité contextuelle. D'un point de vue théorique, les attentes relatives à l'effet de la mortalité sur l'âge au mariage sont certainement moins fortes que pour la fécondité légitime même si, comme l'ont souligné quelques auteurs, le mariage précoce permettrait de maximiser les chances d'une descendance nombreuse, que ce soit par l'intermédiaire de normes ou par un effet d'assurance. L'absence de relation entre mortalité et âge au mariage tend donc à indiquer que le mariage n'est pas nécessairement lié à des objectifs en matière de fécondité.

Autre résultat attendu, la génération est très fortement liée à l'âge au mariage, les générations jeunes ayant des âges au mariage sensiblement plus élevés que les générations anciennes. Avec l'effet de loin le plus important sur l'âge au mariage, cela confirme l'importance des changements de l'âge au mariage au cours des dernières décennies. Il ne s'agit toutefois pas à proprement parler d'une variable explicative, et elle représente l'effet de facteurs non mesurés.

Parmi les résultats attendus aussi mais plus nouveaux, on peut souligner le rôle du déséquilibre entre sexes sur le marché matrimonial local, dont l'effet sur l'âge au mariage est ici clairement confirmé. Cela a déjà été mis en évidence aux Etats-Unis (Lloyd et South, 1996), mais jamais à notre connaissance dans les pays du Sud au niveau local. Cet effet est loin d'être négligeable, en particulier dans les contextes où le déficit d'hommes est important, comme dans certaines régions à forte tradition migratoire. C'est par exemple le cas de certains villages de l'Anti-Atlas, où l'on observait déjà dans

les années 1960 des rapports de masculinité très faibles, se traduisant par une fécondité plus faible (Noin, 1970). La prise en compte de cette variable, qui traduit une contrainte démographique forte, se révèle donc importante dans l'explication des différences d'âge au mariage entre contextes et par là même de la fécondité générale.

Autre résultat confirmant nos attentes, la relation entre l'âge au mariage et les familles étendues semble se vérifier au Maroc rural. Les mariages se font en moyenne à des âges plus jeunes dans les contextes où la proportion de ménages étendus est importante. Même s'il ne s'agit pas d'une relation causale, elle confirme l'association entre ces deux phénomènes. Par contre, l'indicateur de normes pour les mariages arrangés (proportion de ménages consanguins) semble n'avoir aucune relation avec l'âge au mariage, ce qui est plus inattendu.

### Le rôle des routes goudronnées

Le résultat le plus surprenant peut-être, avec l'absence d'effet de l'égalité entre sexes, est la forte relation entre la présence d'une route goudronnée et l'âge au mariage, la présence d'une route goudronnée étant associée à un âge au mariage sensiblement plus élevé (plus d'un an et demi). A priori, il ne s'agit pas du type de variable dont on attend un effet aussi important, même si certaines hypothèses théoriques relatives aux influences des voies de communication sur les comportements de fécondité ont été suggérées dans la littérature (cf. chapitre 1). Nous reprenons brièvement ici quelques autres éléments d'explication possibles.

Figure 7-10 : Probabilités de premier mariage par âge selon que la localité est reliée par une route goudronnée ou non, Maroc rural, 1981-1991.

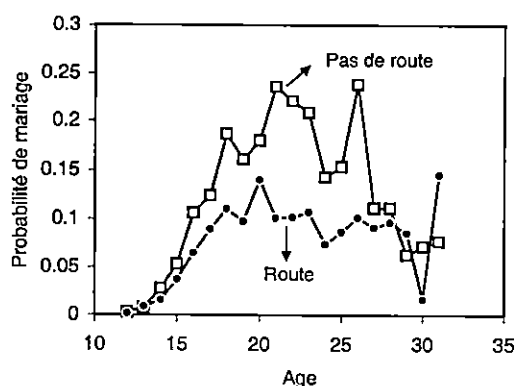
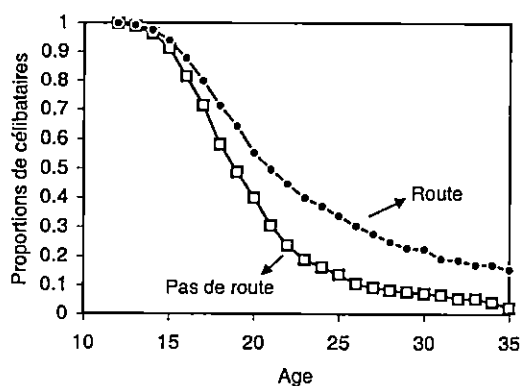


Figure 7-11 : Proportions de célibataires par âge selon que la localité est reliée par une route goudronnée ou non, Maroc rural, 1981-1991.



Notons d'abord que la relation est clairement présente avant le contrôle d'autres variables explicatives, et qu'il ne s'agit donc pas d'un artifice du modèle. Les graphiques ci-dessous illustrent ceci par les probabilités de mariage et les proportions de célibataires par âge estimées de manière non-paramétrique pour les villages reliés par une route (58 villages) et ceux sans route (16 villages). Soulignons aussi que la relation reste signifi-

<sup>46</sup> Cette variable est fortement corrélée à l'alphabétisation qui donne les mêmes résultats.

cative avec l'exclusion de deux contextes extrêmes en termes d'âge au mariage (Sidi Boubker et Tillouguite) et qui ne sont pas reliés par une route. La relation est quelque peu atténuée mais reste néanmoins très claire<sup>47</sup>.

Notre hypothèse de départ était que l'existence de routes facilite les contacts avec le monde extérieur, favorisant la diffusion d'idées, informations, etc... C'est l'hypothèse classique sur l'importance des canaux d'interactions sociales dans l'explication des changements démographiques, développée notamment par Bongaarts et Watkins (1996). La présence de voies de communications faciliterait les contacts avec l'extérieur, notamment les contacts "fortuits" favorisant la diffusion de modèles alternatifs. Même si cette interprétation est plausible, elle demanderait à être analysée plus en profondeur, notamment par des approches plus qualitatives. Par ailleurs, il est possible que cette association provienne de variables non-contrôlées qui influencent à la fois l'âge au mariage et l'existence de routes. Nous examinons brièvement cette possibilité.

Le développement économique du village est une variable non-contrôlée a priori susceptible d'expliquer cette association. L'existence de routes serait en quelque sorte un indicateur de développement économique, lui-même associé à un mariage tardif. Afin d'explorer cette possibilité, nous avons estimé une série de modèles incluant les variables du modèle K.4 (Tableau 7-7, page 240) et des variables contextuelles de développement économique. Nous illustrons ces tests pour trois variables contextuelles : le niveau de vie moyen<sup>48</sup>, l'existence d'électricité dans le contexte, et l'existence d'un marché quotidien à moins de 10 kilomètres. Les résultats sont synthétisés dans le tableau Tableau 7-9, reprenant les coefficients et les probabilités critiques (entre parenthèses) de l'effet de l'existence d'une route et de ces trois nouvelles variables considérées séparément. Le résultat est clair : les trois variables sont toutes très loin de la significativité, et l'existence d'une route reste très largement significative. L'association entre l'existence de routes et l'âge au mariage ne provient donc pas de l'association de ces deux variables avec le développement économique.

Tableau 7-9 : Coefficients et probabilités critiques (entre parenthèses) de l'effet de l'existence d'une route goudronnée et de différentes variables contextuelles de développement économique sur l'âge au premier mariage, Maroc rural, 1981-91.

Variables	Variable contextuelle de développement incluse		
	Niveau de vie moyen	Electricité	Marché à moins de 10 km
Route * ln(age)	-0,222 (0,001)	-0,226 (0,001)	-0,227 (0,001)
Variable de développement	-0,032 (0,807)	0,073 (0,838)	0,082 (0,635)
Déviance	6649,4	6648,8	6648,8
Les autres variables explicatives retenues sont celles du modèle K.4. Leurs coefficients ne sont pas reportés ici et sont pratiquement identiques à ceux du modèle K.4.			

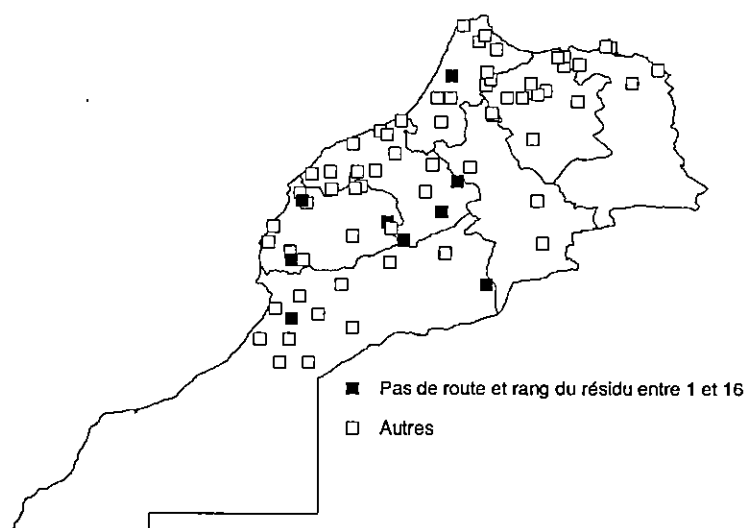
Nous avons également examiné la distribution spatiale des villages qui ne sont pas reliés par une route et qui ont les résidus les plus élevés dans un modèle (équivalent au

<sup>47</sup> Le coefficient passe de -0,22 à -0,16, et la probabilité critique est égale à 0,02.

<sup>48</sup> Il est égal à la moyenne du niveau de vie des ménages au niveau contextuel.

modèle K.3) où l'existence d'une route n'est pas contrôlée. L'idée à la base de cette approche est que des facteurs non-observés qui sont corrélés spatialement puissent expliquer cette association entre présence de routes et âge au mariage. Parmi les seize villages qui ne sont pas reliés par une route, neuf se retrouvent aussi parmi les seize villages dont les résidus contextuels sont les plus élevés. Ces neuf villages sont représentés par un carré noir sur la carte ci-dessous (Figure 7-12). Selon cette carte, il ne semble pas y avoir de corrélation spatiale claire entre ces différents villages. Tout au plus peut-on noter que sur ces neuf villages, huit sont dans le Sud du pays, et un seul au Nord. Cinq sont aussi dans le Haut-Atlas ou en bordure du Haut-Atlas. Peut-être ce facteur régional joue-t-il un rôle dans cette association, mais cela demanderait des recherches plus approfondies.

Figure 7-12 : Grappes de sondage de l'enquête ENPS-II reliées par une route et dont les résidus sont parmi les 16 résidus les plus élevés, Maroc rural, 1992.



L'existence d'effets de sélection est une autre piste théoriquement possible pour expliquer cette association, bien que nous ne voyions pas de mécanisme "évident" qui pourrait faire que les femmes mariées jeunes soient davantage sélectionnées dans les contextes sans route. Au bout du compte, l'effet de la présence de route sur l'âge au mariage reste donc quelque peu énigmatique : s'agit-il d'une influence liée à des effets de diffusion, d'une influence par effets de sélection ou du résultat d'une variable omise corrélée à la présence de routes et à l'âge au mariage ?

## 7.5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons examiné les déterminants contextuels et individuels de l'âge au premier mariage au Maroc rural au cours des années 1980. Nous synthétisons ici les principaux résultats empiriques et méthodologiques, et discutons de quelques limites et pistes de recherche.

### Principaux résultats empiriques

Premièrement, l'approche multi-niveaux a permis de mettre en évidence une importante hétérogénéité de l'âge au mariage entre contextes au Maroc rural. L'âge médian prédit par le modèle multi-niveaux vide va d'environ 17 ans à plus de 30 ans, et la proportion de femmes mariées à 25 ans va de 35 % à près de 100 %. Cela confirme clairement l'importance des variations spatiales de ce phénomène démographique, déjà mise en évidence au Maroc à un niveau spatial plus large (Ajbilou, 1998 ; CERED, 1990) et au niveau local dans l'histoire européenne par exemple.

La disponibilité d'hommes dans le contexte local est l'un des facteurs les plus importants dans l'explication de cette hétérogénéité contextuelle. Tant les analyses exploratoires des résidus contextuels que les modèles explicatifs font clairement apparaître le rôle de cette variable. Bien que ce résultat ne soit pas réellement surprenant, il a rarement été mis en évidence au niveau local, et est à ce titre original. L'existence d'une route goudronnée est l'autre variable contextuelle très clairement liée à l'âge au mariage. Contrairement à la disponibilité d'hommes dont l'interprétation est directe, l'interprétation de cette relation reste dans une certaine mesure énigmatique. L'importance des routes comme canaux d'interactions sociales, favorisant la diffusion de modèles familiaux alternatifs est un élément d'interprétation possible. Il est toutefois surprenant que cette variable ait un effet aussi net sur l'âge au mariage alors qu'elle n'a pas d'effet (direct) sur la fécondité ou la pratique contraceptive qui seraient, *a priori*, plus sensibles à des phénomènes de diffusion. Des recherches plus qualitatives sur quelques villages sans route et dont l'âge au mariage est très faible pourraient permettre peut-être d'éclaircir cette relation<sup>49</sup>. Troisième variable contextuelle qui ressort de nos analyses, l'importance des ménages étendus dans le contexte local est aussi associée à des mariages précoces. Ce résultat confirme l'association entre des structures familiales étendues et le mariage précoce. Au niveau individuel, les deux variables retenues sont très nettement associées à l'âge au mariage. L'effet de l'instruction confirme ici le rôle important de cette variable sur le retard de l'âge au mariage, dont les influences passent par de multiples canaux. Soulignons une fois de plus que, compte tenu de la faible proportion de femmes instruites, elle n'a qu'un rôle marginal sur l'hétérogénéité contextuelle et les tendances de l'âge au mariage. Enfin, l'effet de la génération traduit très clairement l'importance des changements récents de l'âge au mariage.

La relation entre le degré d'égalité entre sexes et l'âge au mariage est l'un des résultats surprenants de ce chapitre. Contrairement à ce que l'on observe pour la fécondité et la pratique contraceptive, l'égalité entre hommes et femmes en termes d'instruction n'est que légèrement associée à l'âge au mariage, et surtout ne l'est pas dans le sens attendu. Notre hypothèse était qu'une plus grande égalité entre hommes et femmes s'accompagnerait notamment d'une liberté plus importante des femmes dans le choix du conjoint, et d'une autonomie plus importante leur permettant de retarder le mariage. Cela ne

<sup>49</sup> Une autre piste à examiner serait de répliquer une analyse similaire sur des données indépendantes. L'enquête de niveau de vie de la Banque Mondiale de 1991, qui comporte une information sur l'existence de routes et sur l'âge au mariage des femmes, le permettrait par exemple.

semble pas être le cas, même si, au niveau individuel, l'instruction de la femme retarde quand même l'âge au mariage. L'importance de l'endogamie familiale n'est clairement pas associée à un mariage plus jeune, et deux autres variables susceptibles d'influencer les normes et valeurs relatives à l'âge au mariage – la mortalité et l'importance de la télévision – ne sont pas non plus associées à l'âge au mariage. Globalement, *les déterminants plutôt sociaux, tels que nous les avons mesurés, ne semblent donc pas réellement associés à l'âge au mariage*, sauf à considérer que l'effet des routes sur l'âge au mariage passe par la diffusion de modèles familiaux alternatifs<sup>50</sup>. Le marché du travail, par le taux de chômage des hommes, semble légèrement jouer sur l'âge au mariage mais la relation mesurée n'est pas significative. Si le marché du travail a un effet, il n'est que léger dans ces analyses. La distance à la ville, qui ressortait des analyses sur la fécondité et la pratique contraceptive, a aussi un léger effet sur l'âge au mariage, mais n'est pas non plus significative.

### Principaux résultats méthodologiques

A notre connaissance, des modèles biographiques multi-niveaux n'ont jamais été utilisés pour l'étude des déterminants de l'âge au mariage<sup>51</sup>. Notre application de ces méthodes à l'âge au mariage constitue donc un premier pas dans ce sens, ce qui nous a donc conduit à proposer quelques orientations méthodologiques. Nous avons d'abord opté pour des modèles biographiques en temps discret estimés par régression logistique. Les intérêts d'une telle approche sont multiples, l'un d'eux étant certainement que ces modèles peuvent être estimés avec des logiciels d'analyse multi-niveaux pour variables dichotomiques. Un autre choix a consisté à travailler sur des données tronquées à gauche, permettant ainsi de mesurer les déterminants de l'âge au mariage au cours d'une période délimitée dans le temps. Ceci est également facilité par l'approche en temps discret. Enfin, nous avons proposé de modéliser la relation entre l'âge et la probabilité de mariage par une fonction relativement parcimonieuse<sup>52</sup>. Par rapport à une approche non-paramétrique, cela permet de tester l'hypothèse de proportionnalité des cotes de premier mariage entre contextes, et de considérer que certaines variables ont des effets non-proportionnels, ce qui s'avère être le cas.

### Quelques limites et pistes de recherche

Plusieurs limites à ces résultats doivent être soulignées. Premièrement, les données rétrospectives individuelles faisant cruellement défaut dans l'enquête utilisée, il n'a pas

<sup>50</sup> On peut se demander aussi pourquoi, dans ce cas, la télévision n'a pas d'effet significatif ? Les effets de ces variables opèrent peut-être sur des échelles de temps différentes. L'importance de la télévision est un phénomène assez récent et son impact n'est pas nécessairement encore perceptible. Il n'est pas exclu que l'on observe un effet après plusieurs années d'exposition à ce média.

<sup>51</sup> Un document de travail dont nous avons eu récemment connaissance utilise des méthodes multi-niveaux pour analyser l'effet de la mortalité sur l'âge au mariage en Afrique sub-saharienne. Il ne s'agit toutefois pas de modèles biographiques, les auteurs s'intéressant à l'état matrimonial au moment de l'enquête (Legrand et Barbieri, 1998).

<sup>52</sup> Cette fonction n'a pas non plus été utilisée à notre connaissance dans les analyses biographiques de l'âge au mariage. Son ajustement aux données est toutefois nettement supérieur à celui du polynôme de degré deux, une fonction classiquement utilisée.

été possible de tenir compte de facteurs individuels et familiaux autres que la génération et l'instruction de la femme. Il en découle que la majorité des variables explicatives sont mesurées au niveau contextuel. Des données rétrospectives individuelles permettraient sans doute d'enrichir les analyses.

Une seconde limite de cette étude est liée à la mobilité des femmes. Premièrement, elle ne permet pas de tenir compte des caractéristiques contextuelles de lieux de résidence antérieurs de la femme, en particulier du lieu de résidence avant le mariage celui-ci coïncidant souvent avec une migration. La mobilité des femmes conduit aussi sans doute à des effets de sélection au niveau contextuel, dans la mesure où la relation entre mobilité et nuptialité peut varier entre contextes. Une partie de l'hétérogénéité contextuelle de l'âge au mariage provient donc sans doute de cette sélection. Ces effets de sélection peuvent également conduire à des biais dans l'estimation de coefficients de régression, et leurs conséquences mériteraient d'être approfondies.

Ce chapitre était consacré à une analyse des déterminants de l'âge au mariage au cours d'une période délimitée. Elle est transversale et ne permet donc pas réellement d'évaluer le rôle de variables contextuelles sur les changements de nuptialité. Vus sous cet angle, les résultats de ce chapitre sont maigres. Si le déficit d'hommes dans le contexte a un effet important sur l'hétérogénéité de l'âge au mariage, son effet sur les changements est vraisemblablement mineur. Le lien entre l'existence de routes et l'âge au mariage apparaît clairement en transversal. Une interprétation proposée est que l'existence de routes favorise la diffusion de modèles familiaux alternatifs ; elle permettrait donc d'expliquer des changements de nuptialité. La relation mesurée est toutefois sans doute en partie fallacieuse, reflétant une association de facteurs non-observés avec la présence de routes et à l'âge au mariage. Une analyse des changements de l'âge au mariage, dans une optique similaire à celle utilisée pour la fécondité dans le cinquième chapitre, permettrait alors peut-être de préciser l'effet de cette variable sur l'âge au mariage. Cela conduirait peut-être aussi à nuancer certains résultats. Par exemple, il est possible que l'amélioration de l'égalité entre sexes soit liée à une augmentation de l'âge au mariage au sein des contextes, même si cette relation n'apparaît pas en transversal.



## Chapitre 8 - Synthèse et conclusion

---

Au terme de ce travail, quels éléments importants pouvons-nous retenir ? Nous répondons à cette question en deux temps. Une première partie sera consacrée à une synthèse des résultats empiriques, et une deuxième sera centrée sur les aspects méthodologiques. Nous terminerons par quelques pistes de recherche et suggestions générales. Avant d'aborder la synthèse plus en détail, revenons brièvement sur le contenu des sept chapitres.

Dans le **premier chapitre**, nous avons passé en revue la littérature théorique et empirique sur le rôle du contexte local dans l'explication des comportements de fécondité. Nous y avons notamment relevé la grande diversité des influences contextuelles potentielles et, parallèlement, la relative rareté des analyses contextuelles des déterminants de la fécondité. Certaines "insuffisances" dans ces travaux ont également été soulignées, telles que le manque de travaux ayant une perspective dynamique ou s'intéressant aux déterminants de variables intermédiaires comme l'âge au mariage ou l'allaitement, la plupart des travaux jusqu'à présent s'étant focalisés sur la contraception.

Le **deuxième chapitre** a porté sur des questions méthodologiques générales relatives aux analyses contextuelles. Nous y avons rappelé l'intérêt de tenir compte simultanément de caractéristiques individuelles et contextuelles dans les analyses explicatives, et plusieurs problèmes méthodologiques liés à la mise en évidence et l'interprétation d'effets contextuels y ont été abordés, tels que la corrélation des observations au sein des contextes, les risques de biais liés par exemple à l'endogénéité de variables contextuelles, et la question des influences indirectes de facteurs contextuels. La deuxième partie du chapitre a été plus spécifiquement axée sur la présentation et la discussion des principaux intérêts des modèles multi-niveaux pour l'analyse des données de fécondité.

Dans le **troisième chapitre**, nous avons retracé les grands changements de la fécondité et de ses variables intermédiaires au Maroc. La décomposition de ces changements a confirmé les poids à peu près équivalents de l'augmentation de l'âge au premier mariage et de la baisse de la fécondité légitime dans les changements de fécondité générale des années 1970 aux années 1990. Nous y avons également présenté les sources de données individuelles et contextuelles utilisées et discuté de leur qualité. Bien que globalement satisfaisante, certains problèmes dans la qualité de données individuelles et contextuelles ont toutefois été mis en évidence.

Le **quatrième chapitre** a porté sur les déterminants de la fécondité légitime au Maroc rural au cours de la période 1982-1991. Dans ce chapitre, nous avons proposé une adaptation du modèle de fécondité légitime de Rodriguez-Cleland pour l'analyse multi-niveaux de la fécondité, permettant également d'inclure des variables explicatives qui changent au cours du temps. Ce modèle a ensuite été utilisé pour identifier les principaux facteurs explicatifs contextuels et individuels de la fécondité légitime au Maroc rural. Au niveau contextuel, égalité entre sexes, mortalité, et déficit d'hommes ressor-

tent comme les principaux facteurs explicatifs. Les services de planification familiale semblent par contre n'avoir que peu d'effet sur la fécondité. L'instruction de la femme, le niveau de vie du ménage, la mortalité des enfants et la communication entre époux ressortent au niveau individuel.

Dans le **cinquième chapitre**, nous avons proposé un essai d'analyse multi-niveaux des changements de fécondité légitime au cours d'une période de vingt ans (1972-91). Il a consisté à étendre le modèle utilisé dans le quatrième chapitre à l'étude des changements de fécondité. Le modèle proposé a permis de mettre en évidence l'importante hétérogénéité contextuelle des changements de fécondité au Maroc rural, et la relation entre l'amélioration de l'égalité entre sexes et le rythme de la baisse de fécondité au sein des contextes.

L'étude des déterminants de la fécondité légitime a été approfondie dans le **sixième chapitre** par une analyse des facteurs explicatifs de la pratique contraceptive en 1992. La forte hétérogénéité contextuelle des comportements contraceptifs apparaît également comme l'un des éléments marquants de ce chapitre. Une première série de modèles a mis en évidence l'effet de services de planification familiale, après le contrôle de plusieurs variables individuelles. L'effet des services de planification familiale est néanmoins fortement atténué par la prise en compte des variables contextuelles, parmi lesquelles la mortalité des enfants et la distance à la ville ont les effets les plus nets. Une analyse distinguant l'utilisation de la contraception d'espacement et d'arrêt montre aussi que certains facteurs, telle que la mortalité, ont des effets très différents sur le risque d'utilisation de la contraception selon le motif d'utilisation.

Enfin, le **septième chapitre** a porté sur les déterminants de l'âge au premier mariage au cours des années 1980. Des modèles biographiques multi-niveaux en temps discret ont d'abord mis en évidence l'hétérogénéité entre contextes des risques de premier mariage par âge. Parmi les principaux résultats, on relèvera l'effet très net du déséquilibre entre sexes au niveau local sur l'âge au mariage. L'instruction de la femme et, plus surprenant, l'existence de routes sont également fortement associées à l'âge au mariage en milieu rural marocain.

## 8.1 Une synthèse des principaux résultats empiriques

Reprenons ici les principaux résultats empiriques. Soulignons d'abord que si certains sont clairement attendus et ne posent pas de réels problèmes d'interprétation, d'autres sont plus surprenants, soit parce que des effets attendus ne ressortent pas, soit parce que des effets aussi nets que ceux mesurés n'étaient pas attendus, soit encore parce que des effets très importants pour la fécondité ne le sont pas (ou moins) pour la pratique contraceptive et inversement.

Cette synthèse des résultats est organisée en trois sections : (1) l'importance de l'hétérogénéité contextuelle, (2) le rôle des facteurs contextuels sur les comportements de fécondité et (3) le rôle des variables individuelles. Nous discuterons ensuite brièvement de l'importance respective des influences contextuelles et individuelles.

### 8.1.1 Une forte hétérogénéité contextuelle des comportements de fécondité

Une hypothèse à l'origine de cette thèse était qu'il existait une hétérogénéité contextuelle des comportements de fécondité. Elle est clairement confirmée pour les différents comportements étudiés : la fécondité légitime, la pratique contraceptive et l'âge au mariage montrent tous les trois une forte hétérogénéité entre contextes locaux. L'hétérogénéité des changements de fécondité est également clairement illustrée par les modèles du cinquième chapitre.

La mise en évidence d'une importante hétérogénéité contextuelle n'est pas en soi surprenante. La diversité régionale des comportements démographiques au sein d'un pays est une observation classique et plus l'on descend à un niveau spatial fin, plus l'hétérogénéité des comportements sera bien sûr importante. Les variations de la fécondité et de ses déterminants proches (âge au mariage, allaitement) entre villages et régions ont par exemple été mises en évidence dans l'histoire européenne (Watkins, 1990), et l'effet de grappe présent dans toutes les enquêtes démographiques par sondage n'en est qu'un symptôme. L'hétérogénéité contextuelle des comportements mise en évidence dans cette recherche est toutefois très importante. Même s'il s'agit d'un résultat attendu en période de transition, cela illustre la diversité démographique du monde rural marocain. Un intérêt de ces résultats est aussi de mettre en évidence cette hétérogénéité des comportements de fécondité au niveau local sur des données d'enquêtes, c'est-à-dire sur des échantillons comprenant un nombre relativement limité d'observations par contexte (entre 30 et 40 femmes en moyenne). L'utilisation des méthodes d'analyse multi-niveaux dans des enquêtes permet donc d'obtenir des informations intéressantes sur la diversité des comportements démographiques au niveau local.

Cette hétérogénéité des comportements démographiques entre contextes locaux est selon nous trop souvent ignorée dans les analyses explicatives, tant sur la fécondité que sur la mortalité ou les migrations. Elle indique cependant clairement le rôle potentiel de la communauté locale dans le façonnement des comportements démographiques. De nombreuses hypothèses théoriques dans la littérature démographique indiquent comment les comportements individuels peuvent être influencés par le contexte local, que ce soit par les services de planification familiale, des effets de diffusion, des contraintes économiques, démographiques, etc... Même si des travaux de plus en plus fréquents tiennent compte des facteurs explicatifs de cette hétérogénéité entre contextes, ils restent assez peu nombreux et surtout, se concentrent essentiellement sur quelques variables explicatives, en particulier le rôle des services de planification familiale.

### 8.1.2 Le rôle de facteurs explicatifs contextuels

L'un des objectifs de cette recherche était de diversifier les analyses contextuelles de la fécondité, en considérant d'une part différents comportements (fécondité légitime, pratique contraceptive, âge au mariage), et d'autre part en nous intéressant à des facteurs explicatifs contextuels plus rarement pris en compte, tels que la mortalité, les inégalités entre sexes ou le déficit d'hommes dans le contexte local. Y a-t-il, au total,

des effets contextuels ? En d'autres termes, les caractéristiques du contexte local dans lequel vivent les individus influencent-elles leurs comportements de fécondité ?

Globalement, les résultats sont clairs : les facteurs contextuels ont des effets importants tant sur la fécondité légitime et la pratique contraceptive que sur l'âge au mariage, y compris lorsque les variables individuelles sont contrôlées. Ces effets contextuels ne sont vraisemblablement pas, pour la plupart, des effets fallacieux liés à des variables individuelles non-contrôlées, et représentent donc bien des influences du milieu de vie des individus sur leurs comportements. Plusieurs types d'influences ressortent de nos résultats : des effets liés à des structures d'opportunité, comme l'impact du déficit d'hommes sur l'âge au mariage, des effets contextuels liés à des phénomènes de diffusion, comme c'est probablement le cas pour l'influence de la distance à la ville sur la contraception, des effets liés au contexte institutionnel et aux normes et valeurs qui lui sont associées, comme l'influence de l'égalité entre sexes au niveau local sur la fécondité,... Certaines influences sont indirectes, des variables relativement "lointaines" pouvant influencer les comportements par l'intermédiaire de multiples autres variables. Un exemple est la distance à la ville qui peut non seulement avoir un effet "direct" (par diffusion), mais également des effets indirects par le niveau de vie, la mortalité, la migration masculine,... Les effets d'interaction entre variables individuelles et contextuelles, par contre, ne ressortent dans aucune des analyses effectuées. En d'autres termes, si le contexte local influence bien les comportements de manière directe ou indirecte, il ne conditionnerait par contre pas les effets de variables individuelles sur ces comportements. Du moins, de tels effets ne ressortent pas sur les échantillons utilisés. Ce résultat va dans le sens de ce qu'on trouve dans la littérature : relativement peu d'effets d'interaction sont significatifs. En fin, de compte, une part importante de l'hétérogénéité contextuelle des comportements étudiés, supérieure à 70 % pour la pratique contraceptive et entre 50 et 60 % pour la fécondité légitime et l'âge au mariage, est modélisée par les variables contextuelles prises en compte.

Les effets des variables explicatives sur les différents comportements étudiés sont synthétisés dans le tableau ci-dessous (Tableau 8-1). Les résultats des modèles de changements ne sont pas repris, compte tenu du fait que peu de variables ont pu être prises en compte et de leur caractère essentiellement illustratif. Les résultats synthétisés dans ce tableau ne concernent que les effets dans les modèles finaux (C.2 en page 149, I.6 en page 201, et K.4 en page 240). Nous mentionnerons néanmoins l'existence d'effets indirects dans les commentaires.

Avant de revenir sur les résultats, soulignons que *le rôle des facteurs explicatifs contextuels varie selon les comportements étudiés*. Par exemple, l'existence d'une route a un "effet" sur l'âge au mariage mais pas sur la fécondité, les inégalités entre sexes influencent clairement la fécondité mais pas l'âge au mariage, la mortalité a un effet important sur la pratique contraceptive, plus faible sur la fécondité légitime et nul sur l'âge au mariage, etc... De nouveau, ce résultat n'est pas réellement surprenant mais il indique l'intérêt qu'il y a à distinguer ces différents comportements démographiques comme variables dépendantes.

Tableau 8-1 : Synthèse des effets des variables explicatives contextuelles et individuelles sur la fécondité légitime, la pratique contraceptive et l'âge au mariage au Maroc rural.

Variables	Fécondité légitime (C.2)	Pratique contraceptive (I.6)	Age au premier mariage (K.4)
<b>Variables contextuelles</b>			
Mortalité infanto-juvénile	+	---	0
Proportion d'hommes	---	-	---
Egalité entre sexes	---	(+)	(-)
Distance à la ville	0	++	0
Contraception dans les structures fixes	0	(+)	n.c.
Visites à domicile	0	(+)	n.c.
Télévision	0	0	0
Route goudronnée	0	0	+++
Chômage	n.c.	n.c.	0
Familles étendues	n.c.	n.c.	--
Endogamie familiale	n.c.	n.c.	0
Niveau de vie	n.c.	n.c.	0
<b>Variables individuelles</b>			
Instruction	----	+	++
Niveau de vie	---	+++	n.c.
Mortalité	+++	--	n.c.
Communication entre époux	--	++	n.c.
Egalité entre époux	0	0	n.c.
Travail femme	0	0	n.c.
Regarde la télévision	0	0	n.c.
Mari agriculteur	0	0	n.c.
n.c. : non-concerné. Les éléments entre parenthèses indiquent que la variable n'est pas significative au seuil de 10 % dans le modèle. La valeur 0 indique que la variable a été testée mais n'est pas retenue dans le modèle.			

### La mortalité infanto-juvénile

La mortalité des enfants au niveau contextuel est très fortement liée à la pratique contraceptive, plus légèrement à la fécondité légitime, et pas du tout à l'âge au mariage. Les deux premiers résultats confirment globalement les effets de la mortalité mis en évidence par d'autres auteurs et dans d'autres pays sur la pratique contraceptive ou la fécondité<sup>1</sup>. L'effet de la mortalité contextuelle sur les comportements de fécondité a toutefois été relativement peu étudié en général, et au Maroc en particulier, et ceci constitue un résultat intéressant dans cette perspective. De plus, par rapport aux quelques autres travaux ayant évalué l'effet de la mortalité au niveau contextuel sur la fécondité ou la pratique contraceptive, un intérêt de nos résultats est de mesurer cet effet en contrôlant la mortalité au niveau individuel. Ceci est compatible avec le mécanisme d'effet d'assurance et l'hypothèse selon laquelle les perceptions des risques de décès sont influencées par la mortalité de l'environnement local et pas seulement de

l'environnement familial (Casterline, 1985b ; Freedman, 1974 ; Schultz, 1976 ). D'autres mécanismes passés en revue dans le premier chapitre sont également plausibles, telle que l'influence de la mortalité sur les normes pour une fécondité élevée.

L'absence d'effet sur l'âge au mariage ne nous surprend pas totalement. Pratiquement aucune étude n'a traité de l'influence de la mortalité sur l'âge au mariage (Legrand et Barbieri, 1998), et nous n'avons pas réellement de point de comparaison. L'étude de Legrand et Barbieri (1998) sur 21 pays d'Afrique montre une association importante entre la mortalité et l'âge au mariage, mais leur approche est différente de la nôtre à plusieurs égards et n'est pas réellement comparable<sup>2</sup>.

### *La structure démographique locale*

La structure par sexe au niveau local a également des effets sensibles sur les comportements démographiques. A priori, c'est presque une évidence qu'un déficit d'hommes sur le marché matrimonial puisse entraîner un retard de l'âge au mariage, mais à notre connaissance, cela n'avait jamais été mesuré au niveau local dans un pays en développement. L'effet du rapport de masculinité sur l'âge au mariage mesuré dans les modèles explicatifs constitue en ce sens un résultat original bien que clairement attendu<sup>3</sup>. Il s'agit d'une approche assez grossière de l'évaluation de l'effet du marché matrimonial sur l'âge au mariage, qui pourrait être raffinée de différentes manières : en tenant compte des déséquilibres entre sexes dans certaines tranches d'âges, en ne considérant que les célibataires, etc... Les données disponibles ici ne le permettent toutefois pas, étant donné que nous ne disposons que des effectifs par sexes dans le recensement de 1982. L'effet du déficit d'hommes au niveau local sur la pratique contraceptive et la fécondité légitime est également sensible mais n'est pas en tant que tel un effet contextuel, car il traduit la plus faible fécondité et la plus faible demande de contraception liées à la séparation des époux. Cela illustre néanmoins le rôle de l'émigration masculine au niveau local sur la fécondité.

### *L'égalité entre sexes*

Le degré d'égalité entre sexes est la variable contextuelle dont l'effet sur la fécondité est le plus important, tant dans les analyses transversales que longitudinales. Cet indicateur de stratification sexuelle montre donc que le degré d'égalité entre hommes et femmes varie sensiblement entre villages, et que les femmes vivant dans un environnement où leur autonomie, leurs contacts avec le monde extérieur, leur sécurité économique... sont a priori plus importants contrôlent également plus leur fécondité. Il est difficile, avec les données dont on dispose, de réellement préciser les mécanismes par lesquels cette variable influence la fécondité dans le cas du Maroc ; la réduction du rôle de la fécondité comme source de statut au sein de la famille est probablement un élément important. Ce résultat est original dans la mesure où, à notre connaissance, peu de

---

<sup>1</sup> Voir par exemple Rosero-Bixby (1998) et Rizk (1982).

<sup>2</sup> Les données de 21 pays sont fusionnées, les communautés considérées sont plus larges que le contexte local et la méthode d'analyse différente.

<sup>3</sup> Par exemple, Noin (1970) avait déjà suggéré le rôle de l'émigration dans les variations spatiales de fécondité au Maroc dans les années 1960.

travaux (et aucun au Maroc) ont montré une relation entre l'égalité entre sexes et la fécondité au niveau local. Un autre élément intéressant mis en évidence dans l'analyse multi-niveaux des changements de fécondité est l'existence d'une relation entre la diminution des inégalités au sein des contextes et la baisse de la fécondité. Mason (1995, p. 6) notait qu'une "relation transversale entre les systèmes de genre et les conditions démographiques peut être compatible avec une relation [entre changements], mais ne prouve pas qu'une telle relation existe". Notre résultat constitue un exemple où ces deux relations sont pratiquement identiques. Au total, le degré d'égalité entre sexes semble bien influencer la fécondité, confirmant un élément souvent avancé dans la littérature sur le Maroc (Davis, 1987).

Les résultats sur la pratique contraceptive nuancent néanmoins ceux sur la fécondité. Ils indiquent bien une relation très claire entre l'égalité entre sexes et la pratique contraceptive sans le contrôle d'autres variables, illustrée notamment par la relation entre résidus contextuels et l'indicateur d'égalité ; la relation est très fortement significative dans les modèles quand la mortalité des enfants n'est pas contrôlée. Elle est toutefois presque annulée par le contrôle de la mortalité. Notre interprétation est que la mortalité est une variable intermédiaire entre les inégalités sexuelles et la pratique contraceptive. En d'autres termes, les inégalités influenceraient la mortalité des enfants (Mason, 1993), qui elle-même influence la pratique contraceptive. Les inégalités entre sexes auraient donc au moins un effet indirect sur la pratique contraceptive. Il est toutefois étonnant de ne pas trouver d'effet direct dans la mesure où il ressort clairement des analyses sur la fécondité.

Enfin, résultat surprenant, l'âge au mariage est légèrement plus élevé dans les contextes inégalitaires. Les quelques travaux sur ce sujet, réalisés à un niveau beaucoup plus agrégé (entre pays), suggèrent une relation positive entre l'âge au mariage et le statut de la femme (Mason, 1993), ce qui ne ressort pas de ces résultats. On peut y trouver des explications *a posteriori*, comme le fait peut-être que dans les milieux où le statut de la femme est faible, les mères chercheraient à garder leurs filles auprès d'elles comme aide dans les tâches ménagères. Ici encore, des recherches plus qualitatives permettraient peut-être d'éclaircir certains résultats.

### ***L'accès à la contraception***

Variable la plus étudiée dans les analyses contextuelles de la fécondité et de la pratique contraceptive, la disponibilité de la contraception a, d'un point de vue théorique, des influences relativement directes sur ces comportements. La mise en évidence de l'effet des services de planification familiale est toutefois complexe, du fait essentiellement que la présence de ces services au niveau local est généralement corrélée à de nombreuses variables explicatives individuelles et contextuelles, et que leur implantation peut même être déterminée par les comportements étudiés (on implanterait par exemple des centres où la fécondité est élevée). Nos analyses n'échappent pas à ce problème, même si nous avons tenté de le minimiser en distinguant l'effet transversal de l'effet longitudinal de la disponibilité de la contraception. Au bout du compte, les résultats sont mitigés et il reste difficile d'interpréter avec confiance l'effet de la disponibilité de

la contraception. Si la disponibilité de méthodes modernes dans les structures fixes montre bien un effet négatif sensible sur la fécondité et positif sur la pratique contraceptive lorsqu'elle est considérée isolément, ses effets sont sensiblement réduits (et non-significatifs) lorsque d'autres variables contextuelles comme la mortalité des enfants et le degré d'égalité entre sexes sont contrôlées. Les visites à domicile n'ont pas d'effet sur la fécondité, un effet négatif sur la pratique contraceptive lorsque les variables individuelles ne sont pas contrôlées, mais légèrement non-significatif avec le contrôle des ces variables. Les résultats sont donc sensibles à l'inclusion ou l'omission d'autres variables.

Ce résultat n'a rien de réellement original, dans la mesure où l'importance de contrôler les variables liées à l'implantation des services de planification familiale est bien connue (Hermalin et Chayovan, 1984 ; Schultz, 1992). Il suggère cependant que l'évaluation de l'impact des services de planification familiale mesuré dans d'autres études sur le Maroc (Magnani et al., 1999 ; Steele et al., 1999) aurait probablement été aussi sensible à l'inclusion de variables comme le niveau de vie du ménage ou la mortalité contextuelle, et n'aurait peut-être donc pas été significatif. Une question est donc de savoir s'il faut ou non contrôler ces variables. Les discussions et recommandations sur ce sujet sont en fin de compte très peu explicites. La réponse est positive si l'on considère que la mortalité et le niveau de vie ne sont pas des variables intermédiaires de l'effet des services de planification familiale sur la fécondité. Ce n'est toutefois pas nécessairement le cas, la mortalité pouvant par exemple être en partie influencée par les services de planification familiale, de sorte que l'introduction de cette variable dans le modèle conduirait à sous-estimer l'effet des services de planification familiale (Ross et Lloyd, 1992). Cela nous ramène au problème des relations entre variables explicatives elles-mêmes, qui s'avère fondamental pour l'interprétation de certains effets.

### *La distance à la ville et l'existence de routes*

La distance à la ville et l'existence de routes sont deux variables susceptibles d'être associées à la fécondité et à ses variables intermédiaires de diverses manières et d'avoir des effets largement indirects (Casterline, 1985b).

La distance à la ville la plus proche a un effet direct sur la pratique contraceptive, qui persiste après le contrôle des variables contextuelles et individuelles. La proximité du monde urbain semble donc bien faciliter l'utilisation de la contraception. Notre interprétation est que cette influence de la proximité de la ville serait le résultat d'un effet de diffusion sur le recours à la contraception, que ce soit par l'intermédiaire d'une demande d'enfants plus faible ou d'une meilleure connaissance des méthodes contraceptives. L'influence de la distance à la ville représente également peut être en partie l'effet de l'offre de contraception, qui n'est pas parfaitement mesurée par les variables de disponibilité de la contraception prises en compte dans les modèles. Enfin, cette variable a aussi un effet indirect sur la pratique contraceptive, dans la mesure où la mortalité et l'égalité entre sexes, qui influencent le recours à la contraception, sont associées à (et influencés par) la distance à la ville. C'est ce que montre la construction progressive des modèles. L'effet sur la fécondité semble lui être essentiellement indirect, bien qu'un



léger effet positif (non-significatif) persiste après le contrôle de l'ensemble des variables<sup>4</sup>. Cette approche, qui met en évidence un effet indirect généralement important et un effet direct plus faible reflète ce que Casterline (1985b, p. 72) soulignait il y a une quinzaine d'années : "L'inclusion dans une équation de facteurs qui devraient être considérés comme intermédiaires entre l'isolement de la communauté et la fécondité conduira à atténuer l'effet estimé de l'isolement et, en fait, masquer son importance".

L'influence de la distance à la ville sur l'âge au mariage est plutôt faible et n'est pas significative. Par contre l'existence d'une route goudronnée montre une relation très nette avec l'âge au mariage, alors qu'elle n'est clairement associée ni à la pratique contraceptive ni à la fécondité légitime<sup>5</sup>. Nous nous sommes déjà arrêté sur l'interprétation de cet effet sur l'âge au mariage, dont l'amplitude est surprenante. Il est clair que la présence d'une route peut potentiellement entraîner une série de changements économiques et sociaux. Nous avons toutefois contrôlé les effets potentiels des inégalités entre sexes, du développement économique, de la migration des hommes etc... et l'interprétation de l'effet des routes sur l'âge au mariage par l'accroissement par exemple des contacts avec l'extérieur est donc plausible. Il est néanmoins surprenant dans ce cas que cette variable n'ait pas d'effet sur la fécondité et la pratique contraceptive.

### *La télévision*

L'une des surprises aussi dans nos résultats est l'absence d'effet de la télévision sur les comportements démographiques, que ce soit sur l'âge au mariage, la fécondité légitime ou la pratique contraceptive, tant au niveau contextuel qu'individuel. Le rôle potentiel généralement attribué à ce média sur les comportements démographiques passe par la diffusion de messages sur la planification familiale et de valeurs "occidentales" sur la famille, le mariage ou encore les modes de consommation. Compte tenu de l'importance croissante de ce média au Maroc, on aurait pu s'attendre à un effet plus important. A priori, il s'agit clairement d'un vecteur de changement culturel, ce qui a d'ailleurs été souligné par divers auteurs au Maroc (Ajbilou, 1998 ; Kfita-Ayat, 1988) et dans d'autres contextes (Westoff et Bankole, 1997).

L'une des raisons pour lesquelles aucun effet n'est mis en évidence est peut être que l'influence de la télévision -dont l'existence est encore récente- n'était pas encore perceptible dans les années 1980 et au début des années 1990. Les changements de fécondité étaient encore relativement neufs, et seules 20 % des femmes regardaient la télévision en 1987. Mesurés aujourd'hui, il est possible que des effets de la télévision apparaîtraient. Nous reviendrons brièvement sur l'effet individuel, qui n'est pas non plus significatif.

---

<sup>4</sup> Le fait que la distance à la ville ressorte davantage sur la pratique contraceptive que sur la fécondité est peut-être lié au fait que cette variable a un effet plus important sur l'utilisation de la contraception d'espace que d'arrêt.

<sup>5</sup> Bien qu'il y ait un effet indirect sur la fécondité.

### ***Le chômage***

Dans l'analyse des déterminants de l'âge au mariage, nous avons pris en compte le taux de chômage comme facteur pouvant conduire à un mariage plus tardif des hommes et, indirectement, des femmes. Si une relation est mise en évidence sans le contrôle des autres variables, elle est toutefois fortement atténuée et non-significative après contrôle. Cette variable, bien qu'elle semble avoir un léger effet, n'influence pas de manière significative l'âge au mariage des femmes. Mais on est ici en milieu rural et il n'est pas exclu que son effet en milieu urbain soit plus marqué. L'hypothèse est en effet que le chômage des hommes retarde le mariage par le fait que le couple (et donc généralement l'homme) doive être indépendant d'un point de vue économique et résidentiel. En milieu rural, la famille étendue permet d'absorber les jeunes mariés donnant a priori un poids moins important à leur indépendance économique dans la décision de mariage. Par contre, la cohabitation des générations est moins fréquente dans les villes (CERED, 1997a) et pourrait accentuer le rôle du chômage, lui-même également plus important en milieu urbain.

### ***L'endogamie familiale et les familles étendues***

Deux variables relatives aux structures familiales et à l'endogamie familiale ont été prises en compte. La première, la proportion de ménages étendus dans le contexte local, est un indicateur de l'importance de l'indépendance résidentielle dans la formation des ménages et donc de l'âge au mariage. La seconde est un indicateur des normes pour les mariages arrangés en général, et les mariages endogames en particulier qui seraient plus précoces.

La relation entre l'âge au mariage et l'importance des ménages étendus au niveau local ressort clairement. Les mariages se font en moyenne à des âges plus jeunes dans les contextes où les ménages étendus sont les plus fréquents, mais un problème de cet indicateur est d'être lui-même influencé par l'occurrence de mariages à de jeunes âges. Il confirme cependant l'association entre ces deux phénomènes. L'indicateur de mariages arrangés, par contre, ne montre aucune association avec l'âge au mariage. Etant donné que la plupart des mariages au Maroc rural sont arrangés, ce n'est pas réellement étonnant. L'indicateur n'est probablement pas suffisamment valide mais en l'absence d'autre indicateur potentiel des normes pour les mariages arrangés, nous avons jugé intéressant de le tester.

### **8.1.3 Le rôle des variables individuelles**

L'importance des variables individuelles dans l'explication des comportements démographiques est évidemment plus classique, et nous ne discuterons donc ces résultats que brièvement. Rappelons que pour l'âge au mariage, une seule variable individuelle a été prise en compte (en plus de la génération). Les résultats des variables individuelles pour la fécondité légitime et la pratique contraceptive sont très similaires.

### ***L'instruction des femmes***

Variable explicative fondamentale pour de nombreux comportements démographiques, l'instruction des femmes est très fréquemment associée à une plus faible fécondité, une plus grande pratique contraceptive et un âge au mariage plus élevé (Diamond et al., 1999). Le Maroc rural n'échappe pas à cette "règle", et l'effet de cette variable sur les comportements démographiques au Maroc est relativement bien connu. Nos résultats vont dans ce sens, l'instruction étant significative pour les trois comportements étudiés. L'effet sur la pratique contraceptive est toutefois relativement modéré, traduisant le fait que la contraception est presque autant utilisée aujourd'hui par les femmes sans instruction que par les femmes instruites.

### ***Le niveau de vie des ménages***

Le niveau de vie est clairement un déterminant important de la fécondité légitime et de la pratique contraceptive. Il s'agit d'un résultat classique dans la littérature démographique, en particulier dans les populations en transition de fécondité (Schoumaker et Tabutin, 1999b), qui n'a cependant pas été souvent mis en évidence au Maroc. L'effet est important et persiste avec le contrôle de l'instruction et d'autres variables comme la mortalité des enfants, indiquant donc un rôle net du niveau de vie sur la fécondité. L'effet de cette variable sur l'âge au mariage n'a pas été testé au niveau individuel, mais bien au niveau contextuel. Il n'y a par contre aucune relation entre le niveau de vie de la communauté et l'âge au mariage des femmes.

### ***La communication entre époux***

La communication entre époux est associée à une plus forte pratique contraceptive et une plus faible fécondité. L'effet sur la pratique contraceptive a été observé dans de nombreux pays en développement (Beckman, 1983) ; celui sur la fécondité a par contre plus rarement été mis en évidence et avec des résultats plus contrastés. Les effets mesurés dans nos analyses sont relativement modérés, mais indiquent toutefois une association claire entre la communication entre époux et la fécondité ainsi que la contraception.

### ***La mortalité des enfants***

Dans ces analyses, la mortalité des enfants d'une femme a une influence importante tant sur sa fécondité que sur sa pratique contraceptive. Deux variables ont été distinguées dans les déterminants de la fécondité, l'une mesurant l'expérience récente de mortalité, l'autre l'expérience antérieure de mortalité de ses enfants, et les deux effets sont très nets. L'effet de la proportion d'enfants décédés sur la pratique contraceptive est très clair également, quoique moins significatif. Outre le fait de montrer que la mortalité au niveau individuel influence les comportements de fécondité, ce qui est relativement bien connu, la prise en compte de ces variables a permis de contrôler l'effet de la mortalité au niveau individuel dans l'estimation de l'effet contextuel de la mortalité. En d'autres termes, l'effet de la mortalité contextuelle sur la fécondité et la contraception n'est pas le résultat de l'agrégation des effets individuels, et indique que les conditions de l'environnement local ont un effet en plus des conditions individuelles.

### ***Egalité entre époux, travail de la femme, profession du mari et télévision***

Quatre des variables individuelles testées ne sont pas significatives. L'égalité en termes d'instruction ne ressort pas, ce qui est probablement lié au caractère assez grossier de l'indicateur. Le travail de la femme, un indicateur d'autonomie, a plutôt une relation légèrement positive avec la fécondité et négative avec la pratique contraceptive. Nous avons discuté dans le quatrième chapitre de causes possibles de l'absence d'effet réducteur du travail des femmes sur la fécondité, fréquente dans les pays en développement (Mason, 1995). En particulier, le travail de la femme en milieu rural marocain n'est pas nécessairement un bon indicateur de son autonomie. Le fait que le mari soit agriculteur ne ressort pas non plus. Enfin, comme nous l'avons déjà noté, le fait qu'une femme regarde la télévision n'a aucun effet au niveau individuel comme au niveau contextuel, contrairement aux résultats de Westoff et Bankole (1997) qui ont mis en évidence une relation assez nette entre le fait de regarder la télévision et l'utilisation de la contraception au Maroc. La différence entre leurs résultats et les nôtres pourrait être liée au fait qu'ils travaillent sur l'ensemble du pays et nous sur le Maroc rural, et que par ailleurs nous ne contrôlons pas les mêmes variables.

#### **8.1.4 L'importance respective des facteurs contextuels et individuels**

En fin de compte, des facteurs explicatifs aussi bien contextuels qu'individuels s'avèrent importants dans l'explication des comportements de fécondité. Cela confirme donc l'intérêt de tenir compte simultanément de variables explicatives à différents niveaux.

Une question que l'on peut se poser est d'évaluer l'importance respective des déterminants contextuels et individuels de la fécondité. Cette question n'est pas totalement pertinente, dans la mesure où certaines variables contextuelles ont des effets par l'intermédiaire de variables individuelles, et que par ailleurs l'effet de certaines variables contextuelles est surestimé lorsque des variables individuelles de confusion ne sont pas contrôlées. On peut néanmoins se faire une idée assez générale des poids respectifs des variables individuelles et contextuelles en comparant la part de la variance contextuelle qu'elles expliquent lorsqu'elles sont prises en compte isolément dans les modèles (uniquement les variables individuelles ou uniquement les variables contextuelles) (Tableau 8-2)<sup>6</sup>.

Globalement, les variables contextuelles ont un poids plus important que les variables individuelles dans l'explication de l'hétérogénéité contextuelle, mais il est difficile d'en dire vraiment plus à partir de ce tableau. Pour les modèles logit multi-niveaux (I.6), la part de variance expliquée par des variables individuelles est plus ou moins fortement sous-estimée. Par ailleurs, pour l'âge au mariage, une seule variable socio-économique individuelle (l'instruction) a été prise en compte, et il n'est donc pas étonnant que la variance qu'elle explique soit aussi faible.

---

<sup>6</sup> La part de la variance expliquée est égale à la réduction de la variance contextuelle du modèle considéré par rapport à un modèle contrôlant l'âge et/ou la durée de mariage et la génération (de naissance ou de mariage).

Tableau 8-2 : Proportion de variance expliquée par les variables individuelles, contextuelles ou l'ensemble des variables pour les modèles de la fécondité légitime, la contraception et l'âge au mariage au Maroc rural.

Variables	Fécondité légitime (C.2)	Contraception (I.6)	Age au mariage (K.4)
Variables contextuelles	59,1 %	77,7 %	52,5 %
Variables individuelles	45,2 %	19,8 %	8,5 %
Ensemble	68,2 %	73,8 %	55,5 %

## 8.2 Les résultats méthodologiques

### 8.2.1 Les apports méthodologiques de nos applications

Si les modèles de régression logistique multi-niveaux sont aujourd'hui relativement courants, les modèles biographiques multi-niveaux et, plus encore, la régression de Poisson multi-niveaux restent encore assez rares en démographie. L'un des apports, nous semble-t-il, de cette recherche aura été l'application et l'adaptation de modèles multi-niveaux pour l'étude des déterminants de la fécondité.

Dans le quatrième chapitre, sur la fécondité légitime, nous avons proposé une adaptation multi-niveaux du modèle de Rodriguez-Cleland (1988) estimé par régression de Poisson multi-niveaux. Elle permet de tenir compte de l'hétérogénéité contextuelle de la fécondité et d'inclure des variables explicatives qui changent au cours du temps, en particulier des variables contextuelles. Cette adaptation du modèle de Rodriguez-Cleland constitue selon nous une originalité de cette thèse. En réalité, les modèles multi-niveaux pour l'analyse de la fécondité ont jusqu'à ce jour été relativement peu développés et exploités. Quelques auteurs ont utilisé des modèles de régression linéaire multi-niveaux en prenant la parité comme variable dépendante (Mason et al., 1983), certains ont adopté des modèles biographiques multi-niveaux, se concentrant alors davantage sur la durée des intervalles génésiques que sur le contrôle de la fécondité (Kravdal, 2000), mais à notre connaissance, les modèles de régression de Poisson multi-niveaux n'ont été appliqués à l'étude des déterminants de la fécondité que dans deux cas<sup>7</sup>. Outre le fait de permettre la prise en compte de variables qui changent au cours du temps, un intérêt de notre approche est d'être basée sur un modèle de fécondité dont les paramètres ont une interprétation démographique. L'extension multi-niveaux du modèle permet donc d'évaluer l'hétérogénéité contextuelle de la fécondité en distinguant les composantes d'espace et de contrôle.

Dans l'analyse des déterminants de l'âge au mariage, nous avons proposé quelques orientations méthodologiques pour l'utilisation de modèles biographiques multi-niveaux de la nuptialité, des méthodes qui n'ont à notre connaissance jamais été utilisées pour l'étude des déterminants de l'âge au mariage. Nous avons opté pour des modèles

<sup>7</sup> Parr (1992), dans sa thèse de doctorat, a utilisé des modèles de régression de Poisson multi-niveaux pour étudier les déterminants de la fécondité au cours d'une période de cinq années au Libéria et au Ghana. Un article d'Escobar (1998) utilise également des modèles de Poisson multi-niveaux pour les déterminants de la parité dans une région du Chili.

biographiques en temps discret estimés par régression logistique multi-niveaux, et travaillé sur des données tronquées à gauche de manière à restreindre l'analyse à une période de temps délimitée. Nous avons également proposé de tenir compte de la relation entre l'âge et la probabilité de mariage de manière paramétrique, facilitant les tests de proportionnalité entre contextes.

Les applications de modèles de régression logistique multi-niveaux et, dans une moindre mesure, de régression logistique multinomiale multi-niveaux à l'étude des déterminants de la pratique contraceptive sont relativement courantes aujourd'hui, et notre chapitre sur la pratique contraceptive n'apporte pas, d'un point de vue méthodologique, d'élément réellement nouveau.

### 8.2.2 L'apport des méthodes multi-niveaux

Les apports potentiels des méthodes multi-niveaux ont été abordés dans le deuxième chapitre et nous n'y reviendrons pas en détail. Les apports plus "substantifs" sont toutefois rarement réellement exploités en démographie, la plupart des travaux ne s'intéressant qu'à l'intérêt statistique de ces modèles, c'est-à-dire le fait de tenir compte de la corrélation des observations au niveau contextuel dans l'estimation des écarts-types des coefficients de régression.

Nos applications illustrent quelques-uns des autres apports de ces méthodes. Un premier est de permettre d'évaluer l'importance de l'hétérogénéité contextuelle des comportements de fécondité, avant même de tenter d'expliquer cette hétérogénéité. Les méthodes d'analyse classiques ne le permettent pas ou du moins difficilement, alors qu'avec les méthodes multi-niveaux, un ou quelques termes aléatoires au niveau contextuel "suffisent" à mesurer l'hétérogénéité entre contextes. Les résidus contextuels, que ce soit par la sélection des résidus extrêmes, la mise en relation des ces résidus avec certaines variables contextuelles ou leur cartographie permettent aussi de réaliser des analyses exploratoires, d'évaluer graphiquement la relation entre le phénomène étudié et certaines variables contextuelles ou encore de mettre en évidence une certaine corrélation spatiale des comportements. Enfin, la variance contextuelle permet de juger, bien que de manière approximative, du poids respectif des variables individuelles et contextuelles dans l'explication de l'hétérogénéité contextuelle.

Les méthodes multi-niveaux n'ont certainement pas que des avantages. L'un des inconvénients potentiels est que les résultats peuvent dépendre plus ou moins sérieusement des méthodes d'estimation utilisées (Rodriguez et Goldman, 1995 ; Snijders et Bosker, 1999). Les problèmes semblent surtout se poser lorsque le nombre d'observations par unité de niveau supérieur est faible, par exemple lorsque l'on travaille sur la mortalité des enfants, les enfants (niveau 1) étant regroupés selon leur mère (niveau 2). Mais nos données ont une structure différente et a priori ne sont pas affectées par ce problème. Par ailleurs, nous avons utilisé des logiciels recourant à des méthodes d'estimation jugées fiables (Snijders et Bosker, 1999), et nous avons comparé quelques modèles estimés par d'autres logiciels, conduisant à des résultats proches.

### 8.3 Pistes de recherche et suggestions générales

Plusieurs points théoriques et méthodologiques mériteraient d'être davantage développés dans de futurs travaux, et des applications sur d'autres comportements ou d'autres données sur le Maroc ainsi que dans d'autres contextes géographiques pourraient s'avérer intéressantes. Nous proposons ici quelques pistes.

#### *Travailler sur d'autres variables intermédiaires et sur la fécondité générale*

Les analyses proposées dans cette recherche ont porté sur la fécondité légitime et deux de ses déterminants proches que sont la pratique contraceptive et l'âge au mariage. Le traitement séparé de ces questions se justifie dans la mesure où les déterminants de ces comportements, et notamment les déterminants au niveau contextuel, ne sont pas les mêmes ou ont des effets qui peuvent aller dans des sens opposés. Ceci s'est vérifié dans nos analyses. A priori, on pourrait encore davantage "désagréger" ces comportements et s'intéresser par exemple aux déterminants des durées d'allaitement ou de la discontinuation contraceptive.

Au bout du compte, il reste toutefois la question de mesurer l'hétérogénéité contextuelle et les déterminants individuels et contextuels de la fécondité générale. Nous ne l'avons pas abordée dans cette thèse, mais il s'agit clairement d'une piste de recherche à poursuivre. L'idéal serait sans doute de travailler, comme pour la fécondité légitime, avec un modèle de fécondité dont les paramètres sont interprétables et peuvent être estimés par régression de Poisson.

#### *Travailler sur d'autres données marocaines*

Plusieurs autres enquêtes au Maroc permettraient d'approfondir certaines analyses dans différentes directions. L'enquête sur les niveaux de vie des ménages de 1991/92 (Direction de la Statistique, 1992) contient notamment l'histoire génésique des femmes et l'âge au mariage, de même qu'un questionnaire communautaire relativement riche, couvrant certains éléments identiques à ceux de l'enquête ENPS (l'existence de routes, de services de santé,...), mais également des sujets non-couverts par cette enquête : les causes de migration, les opportunités d'emploi, les niveaux des salaires, les causes de non-scolarisation des filles,... Cela permettrait d'évaluer par exemple le rôle des niveaux de salaires des femmes sur la fécondité, d'approfondir sans doute la relation entre présence de routes et âge au mariage, etc.

#### *Travailler sur d'autres pays et sur des analyses comparatives*

Les méthodes utilisées ici peuvent a priori être utilisées pour des analyses comparables dans d'autres pays, même si les données et le contexte marocain présentaient des conditions favorables à plusieurs points de vue : plusieurs enquêtes réalisées sur les mêmes grappes, des échantillons de femmes au sein des grappes relativement importants, des changements de fécondité et de nuptialité dans les périodes étudiées, une fécondité hors- mariage négligeable,...

Une piste qui nous semble intéressante serait de réaliser des analyses multi-niveaux comparatives de la fécondité, par exemple entre pays à différentes étapes de la transition de fécondité. Cela poserait sans doute certains problèmes de comparabilité pour la définition des contextes et la disponibilité des données mais cela pourrait aussi, nous le pensons, conduire à des résultats intéressants. Des analyses à différentes dates sur un même pays en transition de fécondité et disposant de plusieurs enquêtes, comme le Kenya ou le Zimbabwe, pourrait aussi conduire à des questions intéressantes sur la diffusion du contrôle de la fécondité dans une population.

### ***L'intérêt d'une approche causale plus complète***

L'un des problèmes rencontrés dans l'analyse des effets contextuels est la forte corrélation entre variables contextuelles. Par exemple, des fortes inégalités entre sexes en matière de scolarisation s'accompagnent d'une mortalité élevée, la mortalité est plus élevée dans les contextes isolés, etc... Déjà au milieu des années 1980, Casterline (1985b, p. 67) suggérait qu'une "attention explicite soit accordée aux sources des associations [entre variables contextuelles]". Une telle recommandation n'a à ce jour pas eu beaucoup d'écho dans les analyses contextuelles de la fécondité, et il s'agit certainement d'un élément à approfondir dans de prochains travaux.

Nous avons tenté dans une certaine mesure de situer les variables contextuelles dans une structure causale plus large, de manière à les introduire progressivement dans les modèles et à évaluer l'existence d'effets indirects. La méthode indique que certaines variables contextuelles ont effectivement des effets essentiellement indirects, et qu'elles ne sont donc pas significatives lorsque les variables intermédiaires sont contrôlées. Cette approche reste toutefois relativement élémentaire, et l'ordonnancement des variables dans la structure causale est basé sur des choix qui peuvent être discutés. Une approche plus complète devrait analyser de manière approfondie les relations entre variables contextuelles elles-mêmes.

### ***Recourir à des approches qualitatives***

Des approches qualitatives pourraient s'avérer très utiles à divers points de vue. Au niveau des hypothèses testées d'abord. Beaucoup d'hypothèses relatives au rôle du contexte local discutées dans le premier chapitre sont basées sur des considérations essentiellement théoriques et finalement assez peu de travaux plus qualitatifs ont été réalisés sur le rôle des facteurs contextuels sur les comportements de fécondité. Des approches qualitatives permettraient de préciser certaines hypothèses et les mécanismes par lesquels certaines variables contextuelles influencent la fécondité. De telles approches pourraient également être utiles dans l'interprétation de certains résultats surprenants (par exemple "l'effet" des routes sur l'âge au mariage) ou pour l'étude en profondeur de certains villages identifiés comme "extrêmes".

### ***Davantage tenir compte de la dimension temporelle***

L'une des critiques souvent faite aux analyses contextuelles de la fécondité et de ses déterminants proches est leur caractère statique, c'est-à-dire l'absence de prise en



compte de la dimension temporelle. Depuis les années 1980, cette critique a été émise à diverses reprises (Casterline, 1985b ; DeGraff et al., 1997 ; Smith, 1989), mais la dimension temporelle dans les recherches reste très rare. Dans ce travail, nous avons proposé plusieurs analyses basées sur des données longitudinales, répondant dans une certaine mesure à ces critiques. A quelques exceptions, ce champ reste toutefois largement inexploré, tant en ce qui concerne les hypothèses théoriques relatives aux influences contextuelles, que les méthodes d'analyse et la collecte des données multi-niveaux longitudinales.

Plusieurs éléments permettraient de favoriser des analyses multi-niveaux dynamiques. L'un d'eux serait la collecte de données contextuelles et individuelles rétrospectives plus riches. La collecte de données biographiques au niveau individuel est aujourd'hui relativement classique, mais elle reste rare au niveau contextuel (Axinn et al., 1997). Des données contextuelles rétrospectives pourraient toutefois être collectées sur divers sujets, tels que les services de santé et de planification familiale comme cela se fait déjà, mais aussi sur la construction de routes, l'évolution de la migration, la densification agricole, l'évolution des salaires, l'évolution de certaines règles sociales relatives au choix du conjoint, au montant de la dot, au mode de résidence,... D'autres sources de données (recensements, cartes sanitaires, télédétection,...) peuvent aussi se révéler utiles pour obtenir des informations rétrospectives sur les contextes. L'un des points cruciaux est toutefois de pouvoir relier les individus à leurs lieux de résidence antérieurs, ce qui nécessite de collecter la biographie migratoire des individus. Une enquête novatrice à ce titre et qui permettrait une telle démarche est l'enquête sur les migrations et l'environnement au Burkina Faso, réalisée récemment par l'Université de Montréal, l'UERD et le CERPOD. Des travaux récents sur le Népal vont également dans ce sens (Axinn et al., 1997 ; Barber et al., 2000).

#### 8.4 Conclusion générale

La prise en compte de déterminants contextuels dans l'explication des comportements de fécondité a été énoncée à de multiples reprises au cours de ces trente dernières années et devient aujourd'hui de plus en plus courante. Les hypothèses théoriques relatives aux influences de caractéristiques du contexte local sur les comportements de fécondité sont nombreuses, mais peu d'entre elles ont été en définitive étudiées dans la littérature. Toutes n'ont pas la même importance théorique ou politique, toutes ne peuvent pas non plus être examinées par des méthodes quantitatives, et plusieurs demanderaient des données rarement disponibles dans les enquêtes classiques. Les résultats des travaux passés en revue et des analyses réalisées dans cette thèse montrent toutefois que les facteurs contextuels peuvent avoir des effets importants sur les comportements de fécondité.

Nous avons, dans cette recherche, essayé d'élargir les analyses contextuelles des déterminants de la fécondité dans plusieurs directions. Au niveau des comportements à expliquer d'abord, nous avons entre autres travaillé sur les déterminants de l'âge au mariage, un comportement rarement abordé dans cette perspective. Même la fécondité légitime reste en fin de compte peu étudiée par des analyses contextuelles. Les facteurs

explicatifs contextuels pris en compte dans nos analyses sont également, malgré leur importance théorique, rarement intégrés dans les analyses contextuelles. La disponibilité d'hommes sur le marché matrimonial, la mortalité des enfants, les inégalités sexuelles sont quelques-unes des ces caractéristiques contextuelles qui se révèlent avoir des effets importants sur les comportements de fécondité. L'intégration de la dimension temporelle dans certaines analyses est une autre direction assez nouvelle dans laquelle nous sommes engagé.

Les modèles multi-niveaux utilisés dans cette thèse ont plusieurs avantages sur les méthodes classiques, dont notamment de mettre en évidence l'hétérogénéité contextuelle des comportements démographiques. Cet intérêt nous semble particulièrement évident lorsque le modèle statistique a des paramètres ayant une interprétation démographique claire, comme dans le cas du modèle de Rodriguez-Cleland. Nous ne reviendrons pas ici sur les intérêts de ces modèles multi-niveaux déjà discutés à plusieurs reprises, mais il est clair pour nous qu'il s'agit d'outils intéressants dans l'étude des comportements démographiques, et notamment de leur hétérogénéité. Cela dit, ils restent des modèles de régression avec les défauts qu'on leur connaît.

Quant aux résultats empiriques, malgré la mise en évidence d'effets relativement importants de certaines variables explicatives contextuelles et individuelles (mortalité des enfants, égalité entre sexes, déséquilibres sur le marché matrimonial, niveau de vie...), on ne peut s'empêcher d'avoir le sentiment de ne pas "expliquer" grand chose. Cela provient sans doute du fait que la plupart des influences de variables explicatives peuvent opérer par divers mécanismes difficiles à mettre en évidence avec les données dont classiquement on dispose. Des résultats qui nous semblent contradictoires pour la fécondité et la pratique contraceptive ou qui nous surprennent par leur ampleur contribuent aussi à ce sentiment de mettre en évidence des effets, sans nécessairement les comprendre de manière satisfaisante. L'approche que nous avons adoptée y est peut-être également pour quelque chose : nous n'avons pas pris de parti théorique fort (économique, diffusionniste, institutionnel,...), et des facteurs explicatifs provenant a priori de différents courants théoriques ont été pris en compte. Cela traduit toutefois la complexité des comportements démographiques, au Maroc comme ailleurs, et ouvre des pistes pour des travaux futurs.

## **ANNEXES**

## Annexes

---

### A.1 Une synthèse des résultats des analyses contextuelles

Les premières revues de littérature s'accordaient sur le fait que peu d'effets contextuels significatifs étaient mis en évidence dans les recherches contextuelles sur la fécondité. Par exemple, après avoir passé en revue 13 travaux, la plupart basés sur l'Enquête Mondiale de Fécondité, qui touchent à l'influence du contexte local sur la fécondité, Casterline (1985a) conclut que les variables communautaires ne montrent que peu d'effets sur la fécondité. Tsui (1985) ainsi que Bilsborrow et Guilkey (1987) arrivent globalement à la même conclusion : il y a peu d'influences de variables contextuelles mises en évidence, à part l'influence des services de planification familiale sur la pratique contraceptive. Plusieurs éléments ont été mis en avant pour expliquer les maigres résultats de ces approches : la mauvaise qualité des données, l'absence de données rétrospectives, la faiblesse de la conceptualisation,... et plus simplement l'absence d'influences contextuelles "réelles". Les résultats de notre revue, plus récente, semblent cependant indiquer des influences significatives et de signe attendu assez fréquentes (environ 40 % des variables contextuelles testées).

Nous reprenons dans le Tableau A-1 les variables contextuelles testées dans les travaux examinés. Elles sont ici classées par grande catégorie et en fonction du type de variable dépendante qu'elles visent à expliquer, de la conformité du signe (attendu ou non) et de la significativité du coefficient. Dans l'ensemble, 41 % des variables contextuelles testées se révèlent significatives et ont le signe attendu. Dans 54 % des cas, les variables contextuelles ne sont pas significatives et dans 5 % des cas, elles sont significatives mais leur coefficient ont un signe opposé au signe attendu. Si l'on désagrège ces résultats en fonction de la variable dépendante, on constate que la proportion de variables significatives est un peu plus importante pour les modèles visant à expliquer l'utilisation de la contraception (45 %), et la plus faible pour les intentions de fécondité ou d'utilisation de la contraception (33 %)<sup>1</sup>. La désagrégation en fonction des variables explicatives ne montre pas de grandes différences, si ce n'est le fait que dans plus de la moitié des cas, les quelques variables relatives à la démographie locale sont significatives et de signe attendu, contre 41 % pour l'ensemble des variables.

Sans aller au-delà dans ces commentaires, on notera ici que les variables contextuelles sont assez fréquemment significatives et de signe attendu<sup>2</sup>. Les "déceptions" des premiers travaux semblent donc dépassées. Néanmoins, les hypothèses testées dans ces

---

<sup>1</sup> Une interprétation possible de cette différence est le fait que les indicateurs d'intention sont généralement peu fiables au niveau individuel.

<sup>2</sup> Un problème classique des méta-analyses est toutefois le fait que les résultats contraires aux attentes ne sont pas publiés, ce qui tend à surestimer la proportion de variables dont le coefficient a le signe attendu.

analyses restent relativement peu variées, avec en particulier la place primordiale réservée aux services de planification familiale comme variable explicative.

Tableau A-1 : Significativité et conformité avec le signe attendu des coefficients des variables contextuelles testées dans les analyses contextuelles de la fécondité, par catégorie de variables dépendantes et de variables contextuelles.

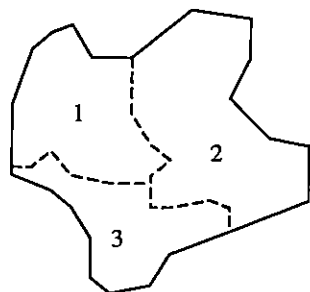
Variable dépendante	Variable explicative contextuelle	Total absolu	Signe attendu (%)		
			Oui	Non	Non significatif
Fécondité	Economie locale	26	39	0	61
	Démographie locale	6	33	0	67
	Environnement social	18	33	11	56
	Environnement physique	10	30	20	50
	Services de santé et de PF	42	43	9	48
	<b>Total</b>	<b>102</b>	<b>38</b>	<b>8</b>	<b>54</b>
Contraception	Economie locale	38	50	3	47
	Démographie locale	9	67	0	33
	Environnement social	36	36	6	38
	Environnement physique	0	0	0	0
	Services de santé et de PF	94	44	3	53
	<b>Total</b>	<b>177</b>	<b>45</b>	<b>3</b>	<b>52</b>
Intentions	Economie locale	17	29	6	65
	Démographie locale	5	60	20	20
	Environnement social	7	14	14	71
	Environnement physique	0	0	0	0
	Services de santé et de PF	19	42	0	58
	<b>Total</b>	<b>48</b>	<b>36</b>	<b>6</b>	<b>58</b>
Ensemble	Economie locale	81	42	3	55
	Démographie locale	20	55	6	40
	Environnement social	61	33	8	59
	Environnement physique	10	30	20	50
	Services de santé et de PF	155	43	4	52
	<b>Total</b>	<b>327</b>	<b>41</b>	<b>5</b>	<b>54</b>

## A.2 Estimation des données au niveau communal en 1994

Les données du recensement de 1994 au niveau communal ne sont pas directement comparables aux données des recensements de 1971 et 1982, étant donné que les limites communales ont été modifiées en 1992, passant d'environ 800 à près de 1300 communes. Si les limites de certaines communes sont restées inchangées, la plupart ont toutefois été modifiées. Afin de pouvoir disposer de données au niveau communal à trois dates pour les analyses des changements (chapitre 5), nous avons tenté de rendre les données de 1994 comparables aux données des recensements précédents. Il s'agit donc bien d'estimations mais qui nous paraissent suffisamment fiables pour pouvoir être utilisées dans les analyses. L'ajustement des données pour 1994 est basé sur la démarche suivante.

Nous avons établi des règles de correction par comparaison de cartes géographiques des limites communales avant et après redéfinition des communes<sup>3</sup>. Dans certains cas, la commune avant redéfinition est constituée d'un nombre exact de nouvelles communes (Figure A-1). Les données des nouvelles communes sont alors agrégées par des moyennes pondérées pour correspondre au découpage antérieur. Par exemple, pour une ancienne commune constituée exactement de trois nouvelles communes, l'indicateur corrigé ( $I_C$ ) est une moyenne pondérée des indicateurs des trois nouvelles communes,  $A_{i94}$  étant l'indicateur en 1994 dans la commune  $i$  et  $W_{i94}$  la pondération à appliquer aux indicateurs (population, effectifs de femmes,...).

Figure A-1 : Exemple d'une ancienne commune (ligne continue) constituée d'un nombre exact de nouvelles communes (pointillés) et formule d'estimation de l'indicateur selon l'ancien découpage.



$$I_C = \frac{\sum_{i=1}^3 W_{i94} \cdot A_{i94}}{\sum_{i=1}^3 W_{i94}}$$

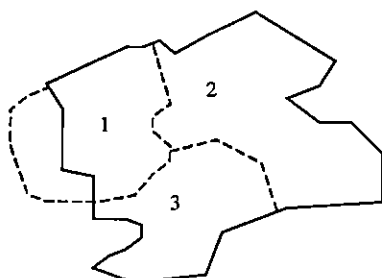
Dans d'autres cas, les limites communales antérieures à la redéfinition des limites ne correspondent pas exactement à un ensemble de nouvelles communes (Figure A-2). Par exemple, une ancienne commune peut comprendre deux nouvelles communes entières et une partie seulement d'une troisième commune. Dans ce cas, nous utilisons un facteur de pondération supplémentaire ( $P_i$ ) qui est égal à la proportion de la surface de cette commune comprise dans l'ancienne commune<sup>4</sup>. Ces proportions sont évaluées

<sup>3</sup> La carte avant redéfinition des limites communales est extraite de Noin (1970), celle après redéfinition provient du document intitulé "code géographique par région" publié par la Direction de la Statistique du Maroc (Direction de la statistique, s.d.).

<sup>4</sup> Cette approche repose sur l'hypothèse d'une répartition uniforme de la population dans l'ancienne commune.

visuellement et sont donc des estimations assez grossières. Quand les indicateurs sont homogènes entre communes, les erreurs sur les évaluations des proportions ( $P_i$ ) ont peu d'effet sur les estimations. Par contre si les indicateurs sont fort hétérogènes, et si les populations ( $W_i$ ) des communes concernées sont importantes, les effets des erreurs peuvent être assez marqués. Dans deux cas, nous avons dû apporter une correction aux pondérations ( $P_i$ ) *a posteriori*, les évolutions étant peu plausibles avec les pondérations initialement utilisées.

Figure A-2 : Exemple d'une ancienne commune (ligne continue) constituée de deux nouvelles communes complètes et d'une partie d'une nouvelle commune et formule d'estimation de l'indicateur selon l'ancien découpage.



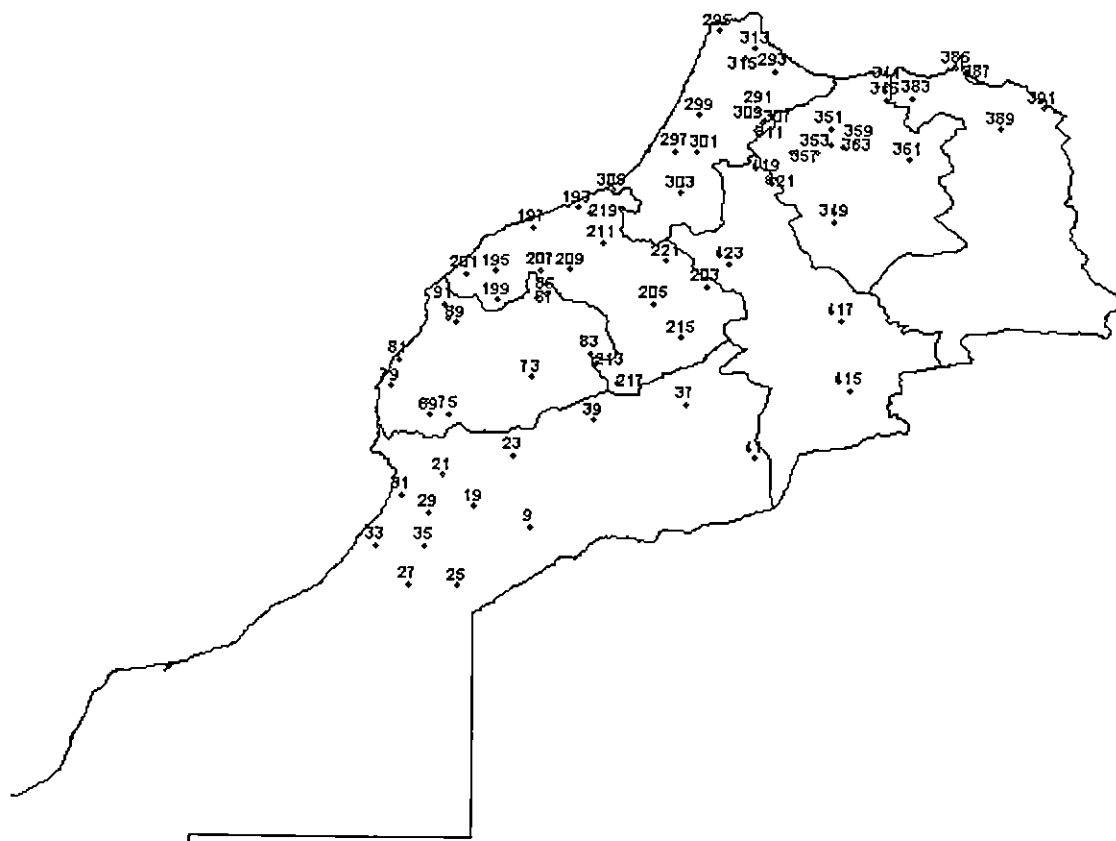
$$I_C = \frac{\sum_{i=1}^3 P_i \cdot W_{i94} \cdot A_{i94}}{\sum_{i=1}^3 P_i \cdot W_{i94}}$$

### A.3 Liste et localisation des grappes de sondage

Tableau A-2 : Liste des grappes de sondage selon les communes et provinces dans lesquelles elles se situent.

Code	Province	Commune	Code	Province	Commune	Code	Province	Commune
9	Tata	Tata	193	Casa Moh. Znata	Ain Harruda	311	Sidi Kacem	Sidi Boubker
19	Taroudant	Had Imacuen	195	El Jadida	Sebt Beni Hilal	313	Tetouan	Bnikorich Bahri
21	Taroudant	Sebt Guerdane	197	El Jadida	Bir Jdid	315	Tetouan	Bindder Charki
23	Taroudant	El Faid	199	El Jadida	Mtal	343	Al Hoceima	Beni Bouayach
25	Tata	Fam El Hism	201	El Jadida	Oulad Ghanem	345	Al Hoceima	Arbaa Taourirt
27	Guelmin	Taghijit	203	Beni Mellal	Zaouit Cheikh	347	Al Hoceima	Imrabten
29	Agadir	Targa N'Touchka	205	Beni Mellal	Had Bradia	349	Boulemane	El Mers
31	Agadir	Had Ait Belfaa	207	Settat	Had Mzoura	351	Taounate	Souadal
33	Tiznit	Sebt Bounaamane	209	Settat	Tlat Oul. Sghir	353	Taounate	Tissa
35	Tiznit	Tizougmane	211	Settat	Mgarto	355	Taounate	Ras El Oued
37	Ouarzazate	Kelaa Megouna	213	Azilal	Tidilt Fetouaka	357	Taounate	El Oulja
39	Ouarzazate	Amerzgane	215	Azilal	Tillouguite	359	Taza	Had Msila
41	Ouarzazate	Taghbalt	217	Azilal	Ait Tamfil	361	Taza	Houa Oulad Rahou
69	Marrakech	Ichemraren	219	Benslimane	Fedafate	363	Taza	Sebt Bni Frassen
73	Marrakech	Jnanat H. Bekkal	221	Khourigba	Dechra Braksa	383	Nador	Midar
75	Marrakech	Iromalen	291	Chacuan	Zoumi	385	Nador	Had Bni Chiker
77	Marrakech	Bouaboute	293	Chaouan	Talembot Chamal	387	Nador	Bni Nsar
79	Essaouira	Arba Ida Ougoud	295	Tanger	Tanja	389	Oujda	El Aoun
81	Essaouira	Akermoud	297	Kenitra	Sidi Yahya	391	Oujda	Bni Drar
83	El Kelaa	Ait Echaibiya	299	Kenitra	S. Boubker Lhaj.	415	Errachidia	Arbaa Sebah Ziz
85	El Kelaa	Sidi Abdallah	301	Kenitra	El Nsibia	417	Errachidia	Guers Tiallaline
87	El Kelaa	Sikhour Rehamna	303	Khemisset	Khmis S. Yahya	419	Meknes	Tnine Mhaya
89	Safi	Sidi Tijji	305	Rabat-Salé	Skhirate	421	Meknes	Ain Taoujat
91	Safi	Sidi Aissa	307	Sidi Kacem	Teroual	423	Khenifra	Moha Ouham. Zayani
93	Safi	Ti. S. Bouguedra	309	Sidi Kacem	Ain Dorij			

Figure A-3 : Localisation des grappes de sondage, ENPS-I et II, Maroc rural.





## A.4 Schéma des taux de fécondité naturelle par âge

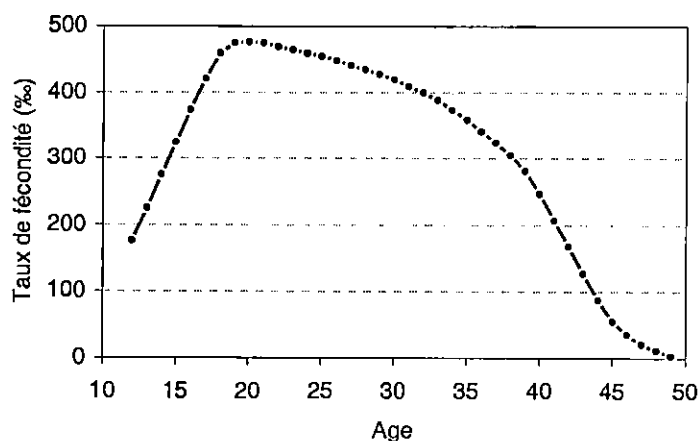
Le schéma des taux de fécondité naturelle utilisé dans les modèles de fécondité légitime est extrait d'un article de Coale et Trussell (1974). Ce schéma a lui-même été construit comme une moyenne de séries de taux de fécondité naturelle publiés par Henry (1961).

Tableau A-3 : Taux de fécondité naturelle par âge de 12 à 49 ans.

Age	Taux (%)	Age	Taux (%)	Age	Taux (%)
12	175	25	455	38	305
13	225	26	449	39	280
14	275	27	442	40	247
15	325	28	435	41	207
16	375	29	428	42	167
17	421	30	420	43	126
18	460	31	410	44	87
19	475	32	400	45	55
20	477	33	389	46	35
21	475	34	375	47	21
22	470	35	360	48	11
23	465	36	343	49	3
24	460	37	325		

Source : Coale (1974, p. 202)

Figure A-4 : Taux de fécondité naturelle par âge de 12 à 49 ans.



## A.5 Définitions des variables explicatives

Tableau A-4 : Description des variables explicatives individuelles et contextuelles

Variables individuelles et ménage	Définition	Variables contextuelles	Définition
<i>Découpage spatial</i>			
Age	Age en années révolues	Alphabétisation des femmes (1982) <i>Commune rurale</i>	Proportion de femmes âgées de 10 ans et + sachant lire et écrire en 1982
Durée de mariage	Durée en années révolues depuis la date de premier mariage	Mortalité infanto-juvénile (1957-91) <i>Grappe de sondage</i>	Rapport du nombre de décès d'enfants entre 0 et 5 ans au nombre de naissances au cours de la période 1957-1991
Cohorte de mariage	Année de mariage	Mortalité infanto-juvénile au cours des 15 années précédentes (1972-1991) <i>Grappe de sondage</i>	Rapport du nombre de décès d'enfants entre 0 et 5 ans au nombre de naissances au cours des quinze années précédentes chaque année entre 1972 et 1991
Niveau de vie du ménage	Indicateur construit par agrégation de variables relatives au confort du ménage (voir annexe A.8, page 280)	% de femmes regardant TV (1987) <i>Grappe de sondage</i>	Proportion des femmes non-célibataires regardant la télévision au moins une fois par semaine en 1987
Mari agriculteur	Agriculteur indépendant	Egalités entre sexes (1982) <i>Commune rurale</i>	Rapport du taux d'alphabétisation des femmes au taux d'alphabétisation des hommes (10 ans et +) en 1982
Instruction femme	Niveau d'instruction atteint (nombre d'années d'école)	Egalités entre sexes (1992) <i>Commune rurale</i>	Interpolation linéaire des indicateurs d'égalité entre sexes de 1982 et 1994
Egalité entre époux	Nombre d'années d'études de la femme supérieur ou égal au nombre d'années d'études de l'homme	Proportion d'hommes (1982) <i>Commune rurale</i>	Proportion d'hommes en 1982
Communication entre époux	Epoux discutent entre eux du nombre d'enfants désirés	Proportion d'hommes (1992) <i>Commune rurale</i>	Interpolation linéaire des indicateurs proportions d'hommes en 1982 et 1994
Travail femme	Femme ayant déjà travaillé pour un salaire au moment de l'enquête	Rapport de masculinité (1982) <i>Commune rurale</i>	Rapport du nombre de d'hommes au nombre de femmes en 1982
Regarde TV	Femme regardant la télévision au moins une fois par semaine au moment de l'enquête	Distance au centre urbain <i>Grappe de sondage</i>	Distance au centre urbain le plus proche
Expérience de mortalité	Femmes ayant au moins un enfant décédé au moins 9 mois avant le début de l'année	Route goudronnée (1992) <i>Grappe de sondage</i>	Existence d'une route goudronnée en 1992
Décès récent	Femmes ayant au moins un enfant décédé entre 24 mois et 9 mois avant le début de l'année	Contraception à <15 km <i>Grappe de sondage</i>	Nombre de structures (hôpitaux, dispensaires, centres de santé, cliniques, médecins, AMPF, pharmacies) à moins de 15 km offrant au moins une méthode contraceptive moderne depuis au moins un an
Proportion d'enfants décédés	Proportion d'enfants décédés au moment de l'enquête	Visite à domicile (VDMS) <i>Grappe de sondage</i>	Localité couverte par les visites à domicile de motivation systématique

## A.6 Imputation des dates de début des visites à domicile

Contrairement aux dates de mise en place des services de santé fixes (centres de santé, dispensaires,...), les dates de début des visites à domicile (VDMS) dans les douars ne sont pas disponibles dans le questionnaire communautaire de l'ENPS-II. Pour disposer d'informations rétrospectives, nous avons dû procéder à une imputation des dates d'introduction des VDMS dans les grappes de sondage en recoupant des informations provenant de diverses sources.

La première information dont nous disposons concerne l'existence ou non de visites à domicile dans la grappe de sondage en 1992, c'est-à-dire au moment de l'enquête. Cette information provient du questionnaire communautaire de l'enquête ENPS-II de 1992. Nous faisons l'hypothèse que l'absence de visites à domicile en 1992 signifie que la localité n'a jamais été couverte par ce programme. Pour les localités couvertes par des visites à domicile, nous imputons les dates en utilisant les informations supplémentaires suivantes.

Sur la base de plusieurs documents, on dispose des dates d'introduction des VDMS au niveau provincial. Ces dates sont extraites pour les onze premières provinces couvertes (entre 1982 et 1983) du rapport de l'Enquête Nationale de Prévalence Contraceptive (Ouakrim et Ayad, 1985), et pour les 17 provinces supplémentaires (en 1986), d'une carte de la couverture du programme de VDMS à la fin des années 1980 obtenue auprès de la Direction de la Population du Ministère de la Santé Publique. Un document qui nous a été transmis par cette même Direction de la Population<sup>5</sup> indique par ailleurs qu'en 1990, 42 des 49 provinces marocaines devaient être couvertes par les VDMS. Pour les grappes de sondages couvertes par des VDMS selon l'ENPS et situées dans les provinces pour lesquelles nous disposons des dates d'introduction des VDMS, nous attribuons la date d'introduction au niveau provincial à la grappe. Cela représente 28 des 46 grappes couvertes par les VDMS (61 %). Pour les 18 grappes restantes, nous attribuons l'année 1990 comme année d'introduction, qui semble être la date probable d'introduction des services de VDMS (Tableau A-5).

Tableau A-5 : Nombre cumulé de grappes couvertes par les Visites à domicile à différentes dates.

Nombre cumulé de grappes couvertes par les VDMS	
1982	6
1983	17
1986	28
1990	46

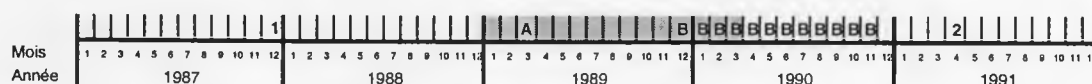
<sup>5</sup> Malgré nos demandes répétées auprès du Ministère de la Santé Publique, nous n'avons pu obtenir les dates exactes de lancement des programmes de VDMS dans les différentes provinces marocaines, ni les références exactes du document contenant les informations partielles qui nous ont été transmises.

## A.7 Indicateurs de mortalité au niveau individuel

Deux indicateurs de mortalité au niveau individuel sont pris en compte dans les modèles de fécondité légitime des chapitres 4 et 5 : (1) l'occurrence d'un décès récent d'un enfant et (2) l'expérience individuelle de mortalité. Les événements sur lesquels se basent ces deux variables qui changent au cours du temps devraient idéalement pouvoir être localisés précisément dans le temps. Compte tenu de l'approche adoptée (comptage des naissances au cours d'années) et des données disponibles sur l'âge au décès, cette localisation n'est pas parfaite. Nous exposons ci-dessous le principe et les hypothèses simplificatrices utilisées dans la construction de ces deux indicateurs.

Le graphique ci-dessous représente un calendrier sur lequel nous avons reporté une première naissance (qui a lieu en décembre 1987), et une seconde naissance, qui se produit en avril 1991. En 1991, la variable dépendante prendra une valeur égale à 1 étant donné qu'une naissance se produit au cours de cette année. L'indicateur de décès récent ne doit prendre en compte que les décès qui se sont produits avant la conception. Dans ce cas, il s'agit donc de décès qui se sont produits jusqu'en juin 1990 y compris. Toutefois, étant donné que l'on mesure la date de naissance en années et non en mois, on ne peut comparer la date de décès avec la date de conception. On fait alors ici l'hypothèse que la naissance se produit en janvier de l'année considérée et que la conception se produit donc en avril de l'année précédente. On évalue ensuite si un décès s'est produit au cours des trois premiers mois de cette année ou au cours de l'année antérieure, auquel cas la variable de décès récent prend la valeur 1. Il s'agit des quinze mois en grisé sur le calendrier. Cette manière de procéder ignore donc une partie des décès antérieurs aux conceptions, et une partie des femmes considérées comme n'ayant pas connu de décès récent avant la conception en ont en fait eu un.

Figure A-5 : Calendrier illustrant la mesure des variables de mortalité au niveau individuel.



La localisation des décès dans la plage grisée repose également sur une hypothèse. Pour les enfants décédés à moins de deux ans (qui représentent la majorité des cas), l'âge au décès est collecté au mois près. Connaissant la date de naissance au mois près également, on peut donc localiser précisément le décès et voir s'il se produit dans la plage définie. Par exemple si l'enfant 1 décède à 15 mois (situation A), le décès se produit en mars 1989 et est donc comptabilisé comme un décès récent (avant conception). Pour les enfants décédés à deux ans et plus, l'âge au décès est par contre mesuré en années, et la datation du décès est donc imprécise. Par exemple, si l'enfant 1 décède à "deux ans", il peut être décédé entre décembre 1989 et novembre 1990 (situation B). La plage au cours de laquelle peut s'être produit le décès est donc à cheval sur la zone définie comme la période antérieure à la conception (plage grisée) et celle postérieure à la conception. En attribuant ce décès à la plage grisée, on risque également de le considérer comme antérieur à la conception alors qu'il est postérieur. Nous considérerons ici

que tous les décès à deux ans se produisent à 35 mois (en novembre 1990 dans ce cas), évitant de cette manière de comptabiliser un décès comme antérieur à la conception alors qu'il serait postérieur. Cette approche conduit également à sous-estimer les décès récents<sup>6</sup>.

L'indicateur d'expérience individuelle de mortalité est construit de manière comparable. Simplement, la variable prend une valeur de 1 pour l'année en cours si les femmes avaient connu le décès d'un de leurs enfants au cours des trois premiers mois de l'année antérieure ou au cours des années précédentes. En d'autres termes, la période considérée n'est pas limitée à gauche.

---

<sup>6</sup> Compte tenu du nombre relativement faible de décès au-delà de deux ans, cette hypothèse n'a que peu d'impact.

## A.8 Indicateur de niveau de vie

La construction des indicateurs de niveaux de vie dans l'étude des déterminants des comportements démographiques a récemment reçu un certain regain d'intérêt. Plusieurs auteurs ont cherché à mettre au point des méthodes de construction d'indicateurs de niveau de vie sur la base d'informations disponibles dans des enquêtes démographiques de type EDS et/ou d'évaluer leur validité comme substitut à des indicateurs plus traditionnels comme les dépenses par personne (Gwatkin et al., 2000 ; Montgomery et al., 2000 ; Schoumaker, 1999). La distinction entre les différents indicateurs construits sur la base de données EDS réside essentiellement dans les poids attribués aux différents items dans la construction de l'indicateur. La méthode la plus simple et la plus fréquente consiste simplement à sommer différents biens possédés par le ménage, sans attribuer de pondérations particulières. Une autre pratique, adoptée par exemple dans les rapports des enquêtes de santé familiale du CDC (CDC, 1994) consiste par contre à pondérer les biens en fonction inverse de leur fréquence. Par exemple, le fait de posséder une voiture (peu fréquent) aura un poids plus important que le fait de posséder un vélo (fréquent). D'autres méthodes basées sur des considérations théoriques ont été proposées (Desai et Shah, 1988).

Tableau A-6 : Poids des items dans la construction de l'indicateur de niveau de vie.

Biens et facilités du ménage	Poids	Type de sol	Poids
Electricité	0,246	Vynil	0,171
Radio	0,121	Terre, sable, bouse	-0,225
Télévision	0,222	Bois	-0,030
Réfrigérateur	0,243	Ciment	-0,036
Bicyclette	0,028	Tapis	0,101
Moto	0,082	Carrelages	0,239
Voiture	0,172	Parquet	0,030
<b>Type de toilettes</b>		Palmier, Bambou	0,004
Toilette à chasse privée	0,234	Autres	-0,200
Toilette à chasse partagée	0,061	<b>Source d'eau de boisson</b>	
Buissons	-0,234	Robinet dans le logement	0,246
Latrines traditionnelles	-0,096	Puits dans la résidence	-0,070
Latrines améliorées	-0,035	Rivière, canal, mare	-0,189
Autres	-0,165	Eau de pluie	-0,140
<b>Type de toit</b>		Robinet public	-0,040
Tôle	-0,097	Citerne	0,077
Bois	-0,075	Eau en bouteille	0,141
Dalles	0,237	Puis traditionnel public	-0,154
Matériaux naturels	-0,214	Autres	-0,063
Autres	-0,205		
Pondérations basées sur Gwatkin (2000)			

L'indicateur de niveau de vie adopté ici est basé sur celui proposé par Gwatkin et al. (2000) dans l'étude des différences socio-économiques en santé et fécondité au Maroc. Leur approche consiste à déterminer des pondérations pour les différents items par une analyse en composante principale. Elle a été appliquée à différents pays du Sud possédant une enquête EDS, et a notamment été utilisée pour la construction d'un indicateur de niveau de vie au Maroc sur la base de l'enquête ENPS-II de 1992. Nous adoptons les pondérations calculées par ces auteurs, en ne retenant toutefois pas trois des variables qu'ils ont utilisées<sup>7</sup>. Les pondérations utilisées sont synthétisées dans le tableau ci-dessus. Globalement, elles donnent plus d'importances aux biens et facilités "rares". Nous avons comparé les résultats de cet indicateur avec un indicateur construit en sommant simplement différents biens de consommation. L'indicateur retenu donne des résultats nettement plus significatifs.

---

<sup>7</sup> Ces trois variables sont : (1) la présence d'un domestique; (2) le fait qu'un membre du ménage travaille sur sa propre terre ou de la terre de la famille, et (3) le nombre d'individus par chambre à coucher. Les deux premières ne sont pas retenues compte tenu de leur effet mineur sur l'indicateur; la troisième est exclue du fait de la corrélation existant a priori entre fécondité et nombre de membres du ménage.

## A.9 Choix des logiciels d'analyse multi-niveaux

Pratiquement tous les modèles multi-niveaux estimés dans cette thèse l'ont été avec les logiciels MIXPREG (régression de Poisson), MIXOR (régression logistique) et MIXNO (régression logistique multinomiale). Ces logiciels ont été développés par D. Hedeker de l'Université d'Illinois à Chicago, et sont disponibles gratuitement sur internet<sup>8</sup>. D'autres logiciels d'analyse multi-niveaux existent sur le marché : MLWin et HLM sont deux logiciels spécialisés pour l'analyse multi-niveaux et permettent d'estimer les modèles utilisés dans cette thèse. SAS et STATA permettent également d'estimer une grande variété de modèles multi-niveaux. Bien que nous ayons testé et utilisé plusieurs de ces logiciels (SAS et MLWin), nous avons préféré les logiciels MIXPREG, MIXOR et MIXNO pour plusieurs raisons.

La première est le fait que la méthode d'estimation des paramètres utilisée par ces logiciels est considérée comme plus fiable que celles utilisées par MLWin, HLM ou SAS (Snijders et Bosker, 1999). MIXOR, MIXPREG et MIXNO utilisent l'intégration numérique pour l'estimation, dont "un avantage est de produire une statistique de déviance qui peut être utilisée pour les tests d'hypothèses" (Snijders et Bosker, 1999, p. 218). Les détails sur la méthode d'estimation utilisée dans ces logiciels sont repris dans les manuels<sup>9</sup>. En particulier, ces logiciels permettent d'obtenir une déviance, ce qui facilite la comparaison des modèles et les tests de significativité de la variance contextuelle. Un second intérêt que nous avons trouvé à l'utilisation de ce logiciel est, malgré le fait que son interface et que les facilités pour la transformation des données soient très limitées, la rapidité avec laquelle les modèles peuvent être modifiés. L'utilisation de ce logiciel combinée avec le logiciel SAS pour la gestion des données s'est révélée beaucoup plus efficace que l'utilisation d'un seul logiciel comme MLWin. Troisième avantage, les logiciels MIXOR, MIXPREG et MIXNO sont extrêmement stables par rapport à MLWin, et sont aussi beaucoup plus rapides que les procédures de SAS pour modèles multi-niveaux.

Ces logiciels ont quelques désavantages qui ne nous ont pas réellement handicapés ici mais qui peuvent limiter leurs applications dans d'autres contextes. Premièrement, ils se limitent à deux niveaux, alors que des logiciels comme MLWin permettent de tenir compte d'un nombre de niveaux théoriquement illimité. Nous avons utilisé MLWin pour tester le modèle à 3 niveaux dans le quatrième chapitre. Deuxièmement, ils ne permettent pas d'obtenir les estimateurs bayésiens empiriques (les résidus contextuels) lorsque plusieurs effets aléatoires sont pris en compte. Ces résidus ne sont donc disponibles que pour les modèles dont un seul coefficient est aléatoire au deuxième niveau. Dans le septième chapitre sur l'âge au mariage, nous avons obtenu les résidus des deux coefficients aléatoires avec le logiciel MLWin (pour la représentation graphique des courbes de probabilités de mariage par âge), bien que tous les modèles aient ensuite été testés avec MIXOR.

<sup>8</sup> Les logiciels et manuels sont accessibles à l'adresse est <http://www.uic.edu/~hedeker/mix.html>.

<sup>9</sup> Voir par exemple Hedeker (1999) pour les modèles de Poisson.



## A.10 Alphabétisation, égalité entre sexes et mortalité infanto-juvénile

Tableau A-7 : Sources et données relatives à l'évolution de l'alphabétisation des femmes, de l'égalité entre sexes en termes d'alphabétisation et de la mortalité infanto-juvénile.

Période	Année centrale	Source	Ensemble	Urbain	Rural
<b>Rapports des taux d'alphabétisation (parmi les 10 ans et +)</b>					
1960	1960	RGPH (1)	0,18	0,29	0,07
1971	1971	RGPH (1)	0,35	0,52	0,08
1982	1982	RGPH (1)	0,45	0,61	0,16
1994	1994	RGPH (1)	0,56	0,68	0,28
1997	1997	EBT (1)	0,60	0,72	0,35
<b>Taux d'alphabétisation (%) des femmes (parmi les 10 ans et +)</b>					
1960	1960	RGPH (1)	4	12	1
1971	1971	RGPH (1)	13	32	2
1982	1982	RGPH (1)	22	43	5
1994	1994	RGPH (1)	33	51	11
1997	1997	EBT (1)	40	58	18
<b>Quotient de mortalité infanto-juvénile (‰)</b>					
1962	1962	EOM (2)	213	-	-
1965-1969	1967	EMF (2)	190	-	-
1970-1974	1972	EMF (2)	174	-	-
1975-1979	1977	EMF (3)	138	96	158
1977-1986	1982	ENPS-I (4)	118	81	137
1982-1991	1987	ENPS-II (5)	84	59	98
1993-1997	1995	ENSME (6)	46	30	61
Abréviations : EBT (Enquête budget temps); EMF (Enquête mondiale de fécondité); ENPS (Enquête nationale sur la population et la santé); ENSME (Enquête nationale sur la santé de la mère et de l'enfant); ENVM (Enquête nationale sur le niveau de vie des ménages); RGPH (Recensement général de la population et de l'habitat).					
Source des données : (1) Lfarakh (2000); (2) Tabutin (1993); (3) Ministère de la Santé Publique (1984); (4) Azelmat (1989); (5) Azelmat (1993); (6) Azelmat (1999).					

## A.11 Programmes SAS

Cette annexe reprend deux programmes SAS mis au point pour l'organisation des données pour les analyses de la fécondité légitime et de l'âge au mariage. L'objectif de cette annexe est de permettre à d'éventuels lecteurs d'utiliser les méthodes adoptées dans cette thèse.

Le premier est un programme pour l'analyse de la fécondité par le modèle de Rodriguez-Cleland adapté, notamment pour permettre d'inclure des données longitudinales. Afin d'alléger le programme, nous l'avons ici volontairement "purgé" de toutes les transformations de variables utilisées dans les analyses. Le second programme est plus court et plus classique<sup>10</sup>, et consiste à construire le fichier personnes-périodes pour l'analyse biographique en temps discret.

### A.11.1 Organisation des données de fécondité légitime pour l'adaptation du modèle de Rodriguez-Cleland (Chapitre 4)

```
/*Creation des bibliotheques*/

libname library "f:/donnees/maroc92";
libname bruno "f:/donnees/maroc92";
libname temp "c:/temp";

data bruno.resid; set bruno.maroc92;

/*selection des femmes rurales mariees*/

if v025=2;
if v502=1;

/*femmes en premiere union*/
if v503=1;

/*residentes*/
if v135=1;

/*élimination du cluster 71*/
if v001 ne 71;

/*selection des variables*/
keep V001 V002 V003 V008 V025 V013 v104 cons v502 v509 v106 ed v512 res
v503 s204 v144-v147 v508 v507 stay ;

/*definition du statut de residence*/
if v104<96 and (v104 ge (V512-1) or v104>10) then res=1;
else res=0;
if v146=96 then stay=1; else stay=0;
```

<sup>10</sup> Voir par exemple Allison (1995).

```

data bruno.resi1; set bruno.resid;
keep V001 V002 V003 V008 V025 v146 v145 v508 v507 stay;
run;

/*-----*
|  lecture du calendrier contraceptif pour dater migration  |
*-----*/

data bruno.cal; set bruno.maroc92;

/*selection des femmes rurales mariees*/
if v025=2;
if v502=1;
/*femmes en premiere union*/
if v503=1;
/*residentes*/
if v135=1;
/*ommissions de celles du cl.71*/
if v001 ne 71;

keep
V001 V002 V003 V008 V025 v502 v503 v135 v508
vcol_7 vcal_7;

/*exporter calendrier*/
file "f:/donnees/maroc92/cal.txt";
put @1 v001 @5 v002 @9 v003 @15 vcal_7 $80.;
run;

/*importer calendrier*/
data calrel;
filename cal "f:/donnees/maroc92/cal.txt";
infile cal;
input @1 v001 @5 v002 @9 v003 @15 (c1-c80) ($1.);
run;

data bruno.resi2;
merge bruno.cal calrel;
by v001 v002 v003;
keep v001 v002 v003 V008 v508 c1-c80 migcmc yearm montm v135;

/*creation vecteur mois du calendrier*/
array vc(80) c1-c80;

flag=0;
i=0;

/*boucle mois calendrier*/
do until (flag=1);
i=i+1;
if vc(i)="X" then migcmc=V008-i+1;

```

```

if vc(i)="X" then flag=1;
if vc(i)=" " then flag=1;
if i=80 then flag=1;
end;

/*calcul année et mois de migration*/
yearm=int((migcmc-1)/12);
montm=migcmc-yearm*12;

proc sort; by v001 v002 v003;
proc sort data=bruno.resi1;by v001 v002 v003;

data bruno.resi
(keep=v001 v002 v003 yy yearm stay);
merge bruno.resi1 bruno.resi2;
by V001 V002 V003;

if V135=1;

if v146>95 then v146=.;
if v146=. and yearm ne . then yy=yearm;
if v146=. and yearm ne . then mm=montm;

if v146>yearm and yearm ne . then yy=v146;
if v146<yearm and v146 ne . then yy=yearm;

if v146>yearm and yearm ne . then mm=v145;
if v146<yearm and v146 ne . then mm=montm;

if v146 ne . and yearm = . then yy=v146;
if v146 ne . and yearm = . then mm=v145;

/*pour les femmes qui ne savent pas ou inconsistant : considerer etaient là*/
if v146=. and yearm=. then yy=.;
if v146=. and yearm=. then mm=.;

if mm=98 then mm=.;
if (yy>v508 and yy>82) then mmig=1; else mmig=0;
if yy>82 then mig1=1; else mig1=0;

proc sort; by v001; run;

/*-----*
|  préparation des données pour analyse dynamique de l'histoire  |
|  génésique par le modèle de Rodriguez-Cleland modifié. Comptage de |
|  naissances par segments de 12 mois pour les dix ans précédent  |
|  l'enquête                                                         |
*-----*/

data bruno.eha1 bruno.sortie ;
set bruno.maroc92;

```

```
/*enlever cluster 71*/
if v001 ne 71;
/*femmes residentes*/
if v135=1;
/*selection des femmes rurales mariees*/
if v025=2;
if v502=1;

/*selection des femmes en premiere union*/
if v503=1;

/*calcul age et generation fin 1991*/
agecmc=(1104-v011);
gene=int((agecmc-6)/60)-2;

/*création d'arrays*/
array dbir(20) b3_01-b3_20;
array sex(20) b4_01-b4_20;
array aliv(20) b5_01-b5_20;
array agd(20) b7_01-b7_20;
array bord(20) bord_01-bord_20;
array twin(20) b0_01-b0_20;
array datdo(20) datdc1-datdc20;
array mm7a(20) mm7_01-mm7_20;
array mm8a(20) mm8_01-mm8_20;

/*calcul des dates de décès des enfants*/
do i=1 to 20;

/* rajouter 11 mois aux âges au décès révolus*/

if agd(i) ge 24 the agd(i)=agd(i)+11;
if aliv(i)=0 then datdc(i)=dbir(i)+agd(i); else datdc(i)=.;
end;

/*initialisation du rang et du nombre cumulé de décès*/
rank=0; deatc=0; mxprdc=0;

/* lancement du compteur depuis 40 ans avant la date de l'enquête : CMC=505*/
do k=505 to 1093 by 12;

/*Initialisation des compteurs locaux naissances et décès */
birth=0; death=0; depbi=0;

/*lancement du compteur des naissances*/

do i=1 to 20;

/*comptage naissances*/

if (dbir(i) ge k) and (dbir(i) le (k+11)) then do;
    birth=birth+1;
```

```

        rank=rank+1;
end;
end;

/*comptage décès on compte les décès jusqu'à 9 mois avant le début de la
période */
/* pour les décès cumulés, on prend les décès des 12 mois avant la conception
et on repasse chaque année*/

if (datdc(i) ge k-21) and (datdc(i) le (k-10)) then do;
    death=death+1; /*décès année */
    deatc=deatc+1; /*décès cumulés*/
end;

/*comptage deces dans les 3 mois de l'année precedente et dans les douze mois
antérieurs*/

if (datdc(i) ge k-24) and (datdc(i) le (k-10)) then do;
    depbi=depbi+1;
end;

end;

/*sortie des observations après CMC 984 (1982) et après mariage*/
if (k ge v509) and (k > 984) then output bruno.sortie;
end;

/*FUSION AVEC LE FICHIER DE RESIDENCE ET MIGRATION*/

data bruno.pois92y
(keep= caseid v001 v002 v003 agecmc stay k year v508 ed edh v106 v107 v110
v115 v701 v702 v704 v705 v509 birth rank death deatc prdc v620
mxprdc depbi depti period agey offs1 durmar ideal v724 v726 v728 idxp idxpgrw
sexbi sexdp sexdt sexdc sexrk survi sexsur sibl yy dcsib hiedh hiedf);

merge bruno.sortie bruno.resi;
by v001 v002 v003;
if yy=. then yy=0;

/*correction rang pour l'année de l'événement - valeur variable début d'année
*/
if birth ne 0 then rank=rank-birth;

    year=int((k-1)/12);
    period=92-year;
    if rank>0 then prdc=deatc/rank; else prdc=0;
    survi=rank-deatc;
    sexsur=sexrk-sexdc;

/*dummy deces annee precedente*/
if depbi ge 1 then depbi=1; else depbi=0;

```

```
/*calcul d'âges centrés sur demi-ages exacts*/
  agey=int(((agecmc-((period-1)*12)-6))/12);
  if agey>14;

/*calcul offset simple*/
/*durée de mariage pour l'offset: fin de periode annuelle-date de mariage*/
  dm=k+11-v509;
  if dm>12 then dm=12; else dm=dm;

/*garder uniquement femmes avec une duree d'exposition > 0 */
  if dm>0;

/*offset duree exposition*/
  offss1=log(dm/12);

/*calcul durée mariage comme variable explicative */

  durrm=(k+11-v509)/12;
  durmar=int(durrm);

/*selection des femmes mariees depuis au moins 1 an*/
  if durmar ge 1;

/*selection des femmes presentes dans la communaut  dans l'annee en ques-
tion*/
  if year ge yy;

run;

/*importation des taux de f condit  naturelle par ann e d' ge : nat-
ferct=sch ma de Coale Trussell*/

  data bruno.natfer;
  filename fsch "e:/programmes/maroc92/fecmar/rc(modif)/natferct.txt";
  infile fsch;
  input agey fec;

/*fusion du fichier donn es et f condit  naturelle */
  proc sort data=bruno.poiss92y; by agey;

  data bruno.modfs;
  merge bruno.poiss92y bruno.natfer; by agey;

/*offset fecondite naturelle*/
  offss2=log(fec/1000);

/*combinaison offset fecondite naturelle et exposition au risque*/
  offset=offss1+offss2;
```

```

/*calcul de variables binaires pour l'âge*/
array agedum(35) agdum1-agdum35;
do i=1 to 35;
  if agey=i+14 then agedum(i)=1; else agedum(i)=0;
end;

/*calcul de variables binaires pour la durée de mariage : entiers de durée
exacte*/
array durm(35) durm1-durm35;
do i=1 to 35;
  if durmar<i and durmar ge (i-1) then durm(i)=1; else durm(i)=0;
end;

/*calcul de variables binaires pour l'année de mariage*/
array maryd(40) maryd1-maryd40;
do i=1 to 40 ;
  if yearmar=(11-i) then maryd(i)=durmar; else maryd(i)=0;
end;

proc sort data=bruno.modfs; by V001 v002 v003; run;

/*fusion de fichiers de données individuelles et contextuelles*/

data bruno.role1;

merge bruno.modfs bruno.mort05 bruno.mortm bruno.marcom92 bruno.servpf
bruno.coll bruno.agreg87 bruno.eau87 bruno.masq92 bruno.rec82
bruno.tv8792;
by v001;

```

### A.11.2 Organisation des données de l'âge au mariage pour l'analyse biographique multi-niveaux (Chapitre 7)

```

/*creation bibliotheques*/

libname library "f:/donnees/maroc92/";
libname bruno "f:/donnees/maroc92/";

data bruno.agemar; set bruno.maroc92;

/*femmes rurales residentes sauf cluster 71*/
if V025=2;
if v135=1;
if v001 ne 71;

/*age fin 1991 et generation*/
agef=int((1104-v011)/12);
gener=(int(agef/5)-2);

/*calcul des ages au mariages et indicateurs de troncature*/

```



```
if v502>0 then agem=v511;
if v502>0 then yearm=v508;
if v502>0 then mar=1;

if (v502=0 or agef=v511) then agem=agef-1;
if (v502=0 or agef=v511) then yearm=91;
if (v502=0 or agef=v511) then mar=0;

if yearm<92;
if agem ge 12;

keep caseid v001 v002 v003 v010 v012 agef agem yearm mar v502 v101 v106 v108
v109 v110 v119 v149 gener v013 v133 v107 v726 v103 agedm v104;

/*creation du fichier personnes-periodes depuis 12 ans*/

data dteha;
    set bruno.agemar;
    flag=1;
    do age=12 to agem;
        event=0;
        if flag=1 then do;
            if age<agem then event=0;
            else if (age ge agem) then do;
                event=1;
                flag=0;
            end;
        end;
        output;
    end;

proc sort; by v001 ; run;

/*fusion avec autres fichiers*/

data bruno.agmfin92;
merge    dteha bruno.mort05 bruno.elec bruno.marcom92 bruno.servpf bruno.coll
        bruno.agreg87 bruno.masq92 bruno.rec71t bruno.rec82t bruno.rec94t
        bruno.end8792 bruno.strmen bruno.chom94 bruno.cash bruno.nvm92
        bruno.agr82;
        by v001;

/*La periode est egale à zero en 1991*/
/*Age de la femme moins age qui va de 14 à l'âge au mariage*/

periode=(agef)-age;

/*selection des années depuis 1981 - troncature à gauche*/

if periode <11;
run;
```

## A.12 Synthèse des analyses contextuelles des déterminants de la fécondité des les pays du Sud

Tableau A-8 : Analyses contextuelles des déterminants de la fécondité des les pays du Sud dans les années 1980 et 1990.

N° étude	Auteurs	Pays	Données individuelles	Données contextuelles	Date	Contextes	Individus	Variable dépendante	Méthode	Dyn.	Effets indirects	Inter-actions	Effet significatif [signe opposé au signe attendu]	Non significatif	commentaires
1	(Alauddin, 1985)	Bangladesh	EMF rural	EMF	1974	160 Villages	4962 Femmes non célibataires de 10-49 ans	Utilisation passée contraception	Analyse de classification multiple	Non	Non	Non	Route PF mobiles	Irrigation Modern. Agric. % agriculteurs Développement Accès eau Groupement villageois Club jeunes Opp. Instruction Instr. Femmes Scol. Enfants. Instr. Désirée enf. % radios Journaux Services santé Services PF	
2	(Amin et al., 1996)	Bangladesh	Bangladesh Fertility survey	Bangladesh Fertility survey	1989	Environ 300 clusters	9777 Femmes	Utilisation contraception moderne réversible	Régression logistique multinomiale multi-niveaux	Non	Non	Non	Services PF		
2	(Amin et al., 1996)	Bangladesh	Bangladesh Fertility survey	Bangladesh Fertility survey	1989	Environ 300 clusters	9777 Femmes	Stérilisation	Régression logistique multinomiale multi-niveaux	Non	Non	Non	Services PF		
3	(Angeles et al., 1997)	Tanzanie	EDS	Facility survey 1994	1992	233 Villages	5077 Femmes de 15-34 ans	Naissances annuelles sur une période de 20 ans	Méthode multi-équation multi-niveaux dynamique	Oui	Oui	Non	Services PF	Mortalité	Modélisation des règles d'allocation pour contrôle des biais d'endogénéité
4	(Balk, 1994)	Bangladesh	Enquête démographique rural	Enquête démographique	1988	218 Villages	7433 Femmes	Parité	Régression linéaire	Non	Non	Non	Lénience (V) Mobilité [Autorité]	Statut femme	
5	(Beegle, 1995)	Tanzanie	EDS	EDS	1992	319 Clusters	8246 Femmes de 15-49 ans	Utilisation contraception moderne	Régression logistique	Non	Non	Non	PF mobiles Pharmacie Clinique Services santé	Services PF Personnel santé	
5	(Beegle, 1995)	Tanzanie	EDS	EDS	1992	319 Clusters	8246 Femmes de 15-49 ans	Parité	Régression linéaire	Non	Non	Non	Clinique	PF mobiles Services santé Services PF Personnel santé	

5	(Beegle, 1995)	Tanzanie	EDS	EDS	1992	319 Clusters	8246 Femmes de 15-49 ans	Au moins une naissance dans les 5 dernières années	Régression logistique	Non	Non	Non	PF mobiles	Clinique Services santé Services PF Personnel santé
5	(Beegle, 1995)	Tanzanie	EDS	EDS	1992	319 Clusters	8246 Femmes de 15-49 ans	Plus d'une naissance dans les 5 dernières années	Régression logistique	Non	Non	Non	Cliniques Services PF [Serv. Santé publics]	PF mobiles Services santé Services PF Personnel santé
6	(Benefo et Schultz, 1996)	Côte d'Ivoire	LSMS	LSMS	1985-1987	200 Clusters	1943 Femmes	Parité	Régression linéaire (MCO et DMC)	Non	Non	Oui	Clinique [% toilettes]	Cultures rentes Pluviométrie Type source eau Clinique (*instr.) Source eau (*instr.) Toilettes (*instr.) Marché
6	(Benefo et Schultz, 1996)	Ghana	LSMS	LSMS	1987-1989	400 Clusters	2237 Femmes	Parité	Régression linéaire (MCO et DMC)	Non	Non	Oui	Source eau (*instr.) Marché Clinique	Cultures rentes Pluviométrie Type source eau % toilettes Clinique (*instr.) Toilettes (*instr.) Marché
7	(Bilsborrow et al., 1989)	Mexique	National Demographic Survey of Mexico	National Demographic Survey of Mexico	1982	? clusters	4291 Femmes de 15-49 ans dans leur première union	Utilisation de la contraception	Régression linéaire	Non	Oui	Non	Prév. Contraceptive Services PF	
8	(Casterline, 1985b)	Egypte rurale	EMF	EMF	1980	108 villages	2055 Femmes mariées de 15-49 ans se considérant fertiles	désir d'enfants supplémentaires	Régression logistique	Non	Non	Non	[% mar. Consanguins] [Structure jeune]	Modern. Agric. % agriculteurs Scol. Garçons Scol. Filles
8	(Casterline, 1985b)	Egypte rurale	EMF	EMF	1980	108 villages	2055 Femmes mariées de 15-49 ans se considérant fertiles	Utilisation contraception	Régression logistique	Non	Non	Non	Modern. Agric. % mar. Consanguins Structure jeune [Scol. Garçons]	% agriculteurs Scol. Filles
9	(Cochrane et Guilkey, 1991)	Colombie	EDS	EDS	1986	182 Clusters	1848 Femmes	Parité	Méthode multi-équation	Non	Oui	Non	Clinique	
9	(Cochrane et Guilkey, 1991)	Colombie	EDS	EDS	1986	182 Clusters	1848 Femmes	Désir d'arrêt de fécondité	Méthode multi-équation	Non	Oui	Non	Mortalité Services PF	Opport. Instruction
9	(Cochrane et Guilkey, 1991)	Colombie	EDS	EDS	1986	182 Clusters	1848 Femmes	Utilisation de la contraception	Méthode multi-équation	Non	Oui	Non		Opport. Instruction Mortalité PF mobiles Services PF Pharmacie Hôpital Clinique

10	(DeGraff et al., 1997)	Philippines	Bicol Multipurpose Survey	Bicol Multipurpose Survey	1983	100 Barangays	927 Femmes susceptibles d'utiliser une méthode contraceptive	Nombre d'enfants vivants	Méthode multi-équation multi-niveaux	Non	Oui	Non	Irrigation Electricité PF mobiles Services santé	Dist. Ville	
10	(DeGraff et al., 1997)	Philippines	Bicol Multipurpose Survey	Bicol Multipurpose Survey	1983	100 Barangays	927 Femmes susceptibles d'utiliser une méthode contraceptive	désir d'enfants supplémentaires	Méthode multi-équation multi-niveaux	Non	Oui	Non	Salaire enfants	Dist. Ville Route Salaire femmes Salaire hommes	
10	(DeGraff et al., 1997)	Philippines	Bicol Multipurpose Survey	Bicol Multipurpose Survey	1983	100 Barangays	927 Femmes susceptibles d'utiliser une méthode contraceptive	Utilisation contraception	Méthode multi-équation multi-niveaux	Non	Oui	Non	Salaire femme PF mobiles	Dist. Ville Group. Féminin Salaire hommes	Variables contextuelles rétrospectives
11	(Thomas et Maluccio, 1994)	Zimbabwe	EDS	EDS, Situation Analysis study	1988	166 Clusters	4200 femmes de 15-49 ans	Utilisation passée contraception moderne	Régression probit	Non	Non	Non	PF mobiles Clinique (avec élec.) Hôpital général	S. Santé mobile Hôpital rural Matériel PF mobiles	
11	(Thomas et Maluccio, 1994)	Zimbabwe	EDS	EDS, Situation Analysis study	1988	166 Clusters	4200 femmes de 15-49 ans	Utilisation contraception moderne	Régression probit	Non	Non	Non	PF mobiles Matériel PF mobiles Hôpital général	S. Santé mobile Hôpital rural Clinique	
12	(Engracia, 1985)	Philippines rurales	EMF	EMF	1978	352 Barangays	3273 Femmes mariées de 15-49 ans exposées au risque de grossesse	Utilisation contraception	Régression logistique	Non	Non	Non	Développement Services PF		
13	(Entwisle et al., 1984)	Thaïlande rurale	CPS	CPS	1981	193 Villages	4956 Femmes en union 15-49 ans	Utilisation contraception moderne	Régression logistique	Non	Non	Oui	Services PF (*désir fécondité) Service PF		
14	(Entwisle et al., 1989)	Egypte rurale	CPS	Community Survey, Recensement	1980	124 Villages	5313 Femmes de 15-49 ans	Utilisation contraception	Régression logistique multinomiale	Non	Oui	Oui	% agriculteurs Cultures rente Instr. Femmes PF mobiles (*désir fécondité) Pharmacie [Cultures rente *désir fécondité]	Mécanisation agr. PF mobiles	
14	(Entwisle et al., 1989)	Egypte rurale	CPS	Community Survey, Recensement	1980	124 Villages	5313 Femmes de 15-49 ans	Intention utilisation	Régression logistique multinomiale	Non	Oui	Oui	% agriculteurs Cultures rente Instr. Femmes Cultures rente (*désir fécondité) PF mobiles (*desirs fécondité) PF mobiles Pharmacie	Mécanisation agr. Cultures rente Instr. Femmes Cultures rente (*désir fécondité) PF mobiles (*desirs fécondité) PF mobiles Pharmacie	
15	(Entwisle et al., 1997)	Thaïlande rurale (Nang Rong)	Community-Based Rural Development Project Survey	Community-Base Rural Development Project Survey, SIG	1984	51 Villages	2703 Couples mariés dont la femme est âgée de 20-44 ans	Choix de méthode contraceptive (pilule)	Régression logistique multinomiale multi-niveaux	Non	Non	Non	Productivité agricole Production jute Centre santé	Services PF	

15	(Entwistle et al., 1997)	Thaïlande rurale (Nang Rong)	Community-Based Rural Development Project Survey	Community-Base Rural Development Project Survey, SIG	1984	51 Villages	2703 Couples mariés dont la femme est âgée de 20-44 ans	Choix de méthode contraceptive (IUD)	Régression logistique multinomiale multi-niveaux	Non	Non	Non	[Productivité agricole] [Centre santé Services PF]	Production jute
16	(Feyisetan et Ainsworth, 1996)	Nigeria	EDS	EDS	1990	185 Clusters	4589 Femmes de 15-49 ans	Utilisation de la contraception moderne	Régression logistique	Non	Non	Non	Clinique [médecins]	Coût contraception Offre méth. contr.
17	(Filmer et Pritchett, 1996)	Pakistan rural	Enquête intégrée (Banque Mondiale)	Enquête intégrée (Banque Mondiale)	1991	150 villages	5833 Femmes non célibataires de 19 ans et +	Naissance des 5 années précédant enquête	Régression probit	Non	Non	Non	Dispo. bois feu Distance bois feu [Prix bois feu]	densité
17	(Filmer et Pritchett, 1996)	Pakistan rural	Enquête intégrée (Banque Mondiale)	Enquête intégrée (Banque Mondiale)	1991	150 villages	6085 Femmes non célibataires de 14 ans et +	Parité	Régression linéaire	Non	Non	Non	Dispo. bois feu Distance bois feu [Prix bois feu]	densité
18	(Florez et al., 1991)	Colombie rurale	Altiplano Cundiboyacense survey	Altiplano Cundiboyacense survey	1986	481 communautés	3291 femmes de 25-31 ans et 40-49 ans	Parité	Régression linéaire	Non	Non	Non	Développement Services PF	Diff. H-F instr. Salairet féminin % familles nucléaires % chefs mén. fem.
18	(Florez et al., 1991)	Colombie rurale	Altiplano Cundiboyacense survey	Altiplano Cundiboyacense survey	1986 et 1989	481 communautés	1626 femmes de 25-31 ans	Naissances des 5 années précédant l'enquête	Régression linéaire	Non	Non	Non	Développement Services PF Salairet féminin	Diff. H-F instr. % familles nucléaires
18	(Florez et al., 1991)	Colombie rurale	Altiplano Cundiboyacense survey	Altiplano Cundiboyacense survey	1986 et 1989	481 communautés	1626 femmes de 25-31 ans	Utilisation de la contraception moderne	Régression logistique	Non	Non	Non	Développement Services PF % familles nucléaires	Diff. H-F instr. Salairet féminin % chefs mén. fem.
19	(Guilkey et al., 1988)	Philippines rurales	Bicol Multipurpose Survey	Bicol Multipurpose Survey	1978-1983	100 Barangays	772 intervalles génésiques parmi les femmes ayant au moins un enfant	Durée intervalle génésique	Modèles biographiques	Oui	Non	Non	Distance ville (V)	Irrigation Urbain Routes Electricité Transports Commerces S. Santé mobile PF mobiles Services PF Centre santé PF mobiles
20	(Guilkey et Jayne, 1997)	Zimbabwe	EDS	EDS	1988	167 Clusters	2050 Femmes de 15-49 ans susceptibles d'utiliser une méthode contraceptive	Désir d'espacement	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non		
20	(Guilkey et Jayne, 1997)	Zimbabwe	EDS	EDS	1988	167 Clusters	2050 Femmes de 15-49 ans susceptibles d'utiliser une méthode contraceptive	Désir d'arrêt de fécondité	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non		PF mobiles
20	(Guilkey et Jayne, 1997)	Zimbabwe	EDS	EDS	1988	167 Clusters	2050 Femmes de 15-49 ans susceptibles d'utiliser une méthode contraceptive	Utilisation contraception moderne	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non	Opp. Instruction PF mobiles	Services PF Pharmacie Clinique

20	(Guilkey et Jayne, 1997)	Zimbabwe	EDS	EDS	1988	167 Clusters	2050 Femmes de 15-49 ans susceptibles d'utiliser une méthode contraceptive	Parité	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non	Services PF	Hôpital général Clinique
21	(Hammerslough, 1992)	Kenya rural	EDS	Kenyan Community Survey	1989	260 Clusters	3731 Femmes de 15-49 ans	Utilisation de la contraception	Régression logistique	Non	Non	Non	Distance PF	
22	(Hammerslough, 1994)	Kenya rural	EDS	Kenyan Community Survey	1989	260 Clusters	3731 Femmes de 15-49 ans	Utilisation de la contraception	Régression logistique	Non	Oui	Non	Group. féminin économique	Group. féminin social Group. féminin rituel
22	(Hammerslough, 1994)	Kenya rural	EDS	Kenyan Community Survey	1989	260 Clusters	2216 femmes de 15-49 ans non-membres de groupements féminins	Utilisation de la contraception	Régression logistique	Non	Oui	Non	Group. féminin économique % de femmes dans des gr. féminins	Group. féminin social Group. féminin rituel
23	(Hermalin et al., 1995)	Costa Rica	CPS	CPS	1981	? Clusters	1090 femmes de 15-49 ans	Nombre idéal d'enfants	Régression logistique ordonnée	Non	Non	Non		Développement Services PF
23	(Hermalin et al., 1995)	Costa Rica	CPS	CPS	1981	? Clusters	1090 femmes de 15-49 ans	Utilisation contraception	Régression logistique	Non	Non	Non	Développement	Services PF
24	(Hong, 1979)	Corée du Sud rurale	Korean Population Policy and Program Evaluation Study	KPPPEs, enquêtes anthropologiques, diverses sources	1975	53 Villages (II)	2557 Femmes non célibataires de 15-49 ans	Parité	Régression linéaire	Non	Oui	Non	Age moyen mariage	Electricité Abonn. Journaux Structure jeune
24	(Hong, 1979)	Corée du Sud rurale	Korean Population Policy and Program Evaluation Study	KPPPEs, enquêtes anthropologiques, diverses sources	1975	53 Villages (II)	2557 Femmes non célibataires de 15-49 ans	Utilisation de la contraception	Régression linéaire	Non	Oui	Non	Centralité commerciale % migrants Règles villageoises Cérém. Villageoises	Abonn. Journaux Informations PF
24	(Hong, 1979)	Corée du Sud rurale	Korean Population Policy and Program Evaluation Study (KPPPEs)	KPPPEs, enquêtes anthropologiques, diverses sources	1975	53 Villages (II)	2557 Femmes non célibataires de 15-49 ans	Utilisation passée de la contraception	Régression linéaire	Non	Oui	Non	% agriculteurs	% membre parti Développement Instruction femmes Règles villageoises Informations PF
25	(Hotchkiss et al., 1995)	Maroc	EDS	EDS	1992	212 Clusters	5118 Femmes mariées de 15-49 ans	Utilisation contraception	Méthode multi-équations multinomiale multi-niveaux	Non	Oui	Non	Services santé Personnel santé Matériel santé Urbain PF mobiles Pharmacie	Egoûts Services PF Méthodes PF
26	(Hotchkiss et al., 1999)	Maroc	EDS	EDS	1992-1995	107 Clusters	1680 Femmes mariées de 15-49 ans dans la même union en 1992 et 1995	Utilisation de la contraception	Régression logistique à effets fixes	Oui	Non	Non	Personnel santé Matériel santé	Disponibilité pilules Pharmacie Méthodes à effets fixes pour contrôle endogénéité
27	(Jayne et Guilkey, 1998)	Colombie	EDS	EDS	1986	182 Clusters	? femmes de 15-49 ans	Parité	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non	Clinique	

27	(Jayne et Guilkey, 1998)	Colombie	EDS	EDS	1986	182 Clusters	? femmes de 15-49 ans	désir d'enfants supplémentaires	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non	Offre méth. Contr. Mortalité enfants	PF mobiles
27	(Jayne et Guilkey, 1998)	Colombie	EDS	EDS	1986	182 Clusters	? femmes de 15-49 ans	Utilisation de la contraception (réversible)	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non		PF mobiles
27	(Jayne et Guilkey, 1998)	Tunisie	EDS	EDS	1986	156 Clusters	7 femmes de 15-49 ans	Parité	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non	Clinique Services PF [Offre méth. Contr.]	
27	(Jayne et Guilkey, 1998)	Tunisie	EDS	EDS	1986	156 Clusters	? femmes de 15-49 ans	désir d'enfants supplémentaires	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non	Offre méth. Contr. Mortalité enfants	PF mobiles
27	(Jayne et Guilkey, 1998)	Tunisie	EDS	EDS	1986	156 Clusters	? femmes de 15-49 ans	Utilisation de la contraception (réversible)	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non		PF mobiles
27	(Jayne et Guilkey, 1998)	Zimbabwe	EDS	EDS	1988	? clusters	? femmes de 15-49 ans	Parité	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non	Clinique Services PF [Offre méth. contr.]	
27	(Jayne et Guilkey, 1998)	Zimbabwe	EDS	EDS	1988	? clusters	? femmes de 15-49 ans	désir d'enfants supplémentaires	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non	PF mobiles	Offre méth. contr
27	(Jayne et Guilkey, 1998)	Zimbabwe	EDS	EDS	1988	? clusters	? femmes de 15-49 ans	Utilisation de la contraception (réversible)	Méthode multi-équations multi-niveaux	Non	Oui	Non	PF mobiles	
28	(Kravdal, 2000)	Zimbabwe	EDS	Recensement	1994	70 districts	34478 intervalles de 3 mois parmi les femmes sans enfants	Probabilité de première naissance	Modèles biographiques multi-niveaux	Oui	Non	Oui	[Instruction femmes (V)]	Instruction femmes (*instr. Indiv.)
28	(Kravdal, 2000)	Zimbabwe	EDS	Recensement	1994	70 districts	68858 intervalles de 3 mois parmi les femmes ayant au moins un enfant	Probabilité de naissances de rang >1	Modèles biographiques multi-niveaux	Oui	Non	Oui	Instruction femmes	Instruction femmes (*instr. Indiv.)
28	(Kravdal, 2000)	Zimbabwe	EDS	Recensement	1994	70 districts	3142 femmes mariées ayant au moins un enfant	désir d'enfants supplémentaires	Régression logistique multi-niveaux	Non	Non	Oui	Instruction femmes Instruction femmes (*instr. Indiv.)	
28	(Kravdal, 2000)	Zimbabwe	EDS	Recensement	1994	70 districts	3142 femmes mariées ayant au moins un enfant	Utilisation de la contraception	Régression logistique multi-niveaux	Non	Non	Oui	Instruction femmes Instruction femmes (*instr. Indiv.)	
28	(Kravdal, 2000)	Zimbabwe	EDS	Recensement	1994	70 districts	1314 femmes mariées ayant un enfant de moins de deux ans, pas enceintes et sexuellement actives	Probabilité d'être en aménorrhée	Régression logistique multi-niveaux	Non	Non	Oui		Instruction femmes Instruction femmes (*instr. Indiv.)

29	(Magnani et al., 1999)	Maroc	EDS	EDS	1992-1995	107 Clusters	910 Femmes mariées de 15-49 ans n'utilisant pas la contraception en 1992	Intention d'utilisation de la contraception (1992)	Méthode multi-équation (probit)	Non	Oui	Non	Clinique Personnel santé [Egouts]	Urbain Matériel clinique
29	(Magnani et al., 1999)	Maroc	EDS	EDS	1992-1995	107 Clusters	910 Femmes mariées de 15-49 ans n'utilisant pas la contraception en 1992	Utilisation de la contraception (1992-95)	Méthode multi-équation (probit)	Non	Oui	Oui	Clinique [Services PF *intention]	Urbain Matériel clinique Personnel santé
30	(Mensch et al., 1996)	Pérou	EDS	EDS, Analyse situationnelle	1992	892 Clusters	8144 Femmes de 15-49 ans en union	Utilisation de la contraception	Régression logistique	Non	Non	Non		Opp. Instruction Services PF Qualité serv. santé
31	(Parr, 1992)	Liberia	EDS	EDS	1986	156 Clusters	5232 Femmes de 15-49 ans	Utilisation de la contraception	Régression logistique multi-niveaux	Non	Non	Non	Urbain Instruction femmes	
31	(Parr, 1992)	Liberia	EDS	EDS	1986	156 Clusters	5232 Femmes de 15-49 ans	Utilisation passée contraception	Régression logistique multi-niveaux	Non	Non	Non	Urbain Instruction femmes	
31	(Parr, 1992)	Liberia	EDS	EDS	1986	156 Clusters	5233 Femmes de 15-49 ans	Naissance au cours des 5 dernières années	Régression de Poisson multi-niveaux	Non	Non	Non	Urbain	Instruction femmes
31	(Parr, 1992)	Liberia	EDS	EDS	1986	156 Clusters	5234 Femmes de 15-49 ans	Parité	Régression de Poisson multi-niveaux	Non	Non	Non	Urbain	Instruction femmes
32	(Rizk et al., 1982)	Egypte rurale	Enquête fécondité et mortalité	Enquête fécondité et mortalité	1978	12 Villages	1010 Femmes ayant eu au moins une naissance	Désir d'enfants supplémentaires	Analyse de classification multiple	Non	Non	Non		Mortalité Distance PF
32	(Rizk et al., 1982)	Egypte rurale	Enquête fécondité et mortalité	Enquête fécondité et mortalité	1978	12 Villages	1010 Femmes ayant eu au moins une naissance	Utilisation de la contraception	Analyse de classification multiple	Non	Non	Non	Mortalité Distance PF	
33	(Rosero-Bixby, 1998)	Costa Rica	Enquête nationale sur la contraception	Recensements et systèmes d'information géographique	1984	Rayons de 5 km autour du milieu de résidence (1km en milieu urbain)	470 Femmes de 37-58 ans	Risque d'adoption de la contraception	Modèle biographique	Oui	Non	Non	Mortalité Services PF	Fécondité % pauvres Variables contextuelles qui changent au cours du temps
34	(Saha, 1994)	Bangladesh rural	CPS	CPS, Recensement agricole, Annuaire statistiques,...	1985-1986	120 Thanas	7681 Femmes	Utilisation contraception	Régression logistique	Non	Oui	Oui	Salaires agricoles Dist. Ville Electricité Centralité comm. Centralité comm (*désir enfants) Services PF	Services PF (*désir enfants) Mosquées
34	(Saha, 1994)	Bangladesh rural	CPS	CPS, Recensement agricole, Annuaire statistiques,...	1985-1986	120 Thanas	7681 Femmes	Intention utilisation	Régression logistique	Non	Oui	Oui	Salaires agricoles Dist. Ville Services PF Services PF (*désir enfants) Centralité commerciale	Electricité Centr. Commerciale (*désir enfants) Mosquées



35	(Schoumaker et Tabutin, 1999)	Maroc rural	EDS	EDS	1992	72 Clusters	2463 Femmes mariées depuis au moins 3 ans	DRAT	Régression linéaire multi-niveaux	Non	Non	Non	% radios Mortalité % Hommes	% agriculteurs Niveau de vie Scol. Enfants PF mobile Pharmacie Centre santé
35	(Schoumaker et Tabutin, 1999)	Maroc rural	EDS	EDS	1992	72 Clusters	2463 Femmes mariées de 15-49 ans	Utilisation de la contraception	Régression logistique multi-niveaux	Non	Non	Non	Mortalité Scol. Enfants PF mobile	% agriculteurs Niveau de vie Scol. radios % Hommes Pharmacie Centre santé
36	(Steele et al., 1999)	Maroc	EDS	EDS	1992	107 Clusters	862 femmes ayant eu une naissance vivante entre 1992 et 1995	Risque d'adoption post-partum de la contraception	Modèles biographiques multi-niveaux	Oui	Non	Non	Urbain Service PF Offre méth. Contr.	
37	(Tienda, 1984)	Pérou	EMF	EMF	1978	366 Clusters	1285 Femmes non-célibataires de 40-49 ans	Parité	Régression linéaire	Non	Non	Oui	Développement Instruction femmes	Développement (*instr. individuelle) Instruction femmes (*instr. Individuelle)
38	(Wong et Agarwal, 1993)	Tunisie	EDS	EDS	1988	156 Clusters	540 Femmes non-célibataires de 15-49 ans ayant un enfant de moins de 5 ans ayant eu un épisode diarrhéique dans les deux dernières semaines	Utilisation de la contraception moderne	Régression logistique (V)	Non	Non	Non	PF mobiles Centre santé Hôpital général	Hôpital rural Services PF Pharmacie Clinique Médecins

## **BIBLIOGRAPHIE**

## Bibliographie

---

- Abzahd, M. 1989. Echantillon-maître au Maroc. In : Direction de la statistique (éd.), *Méthodes et domaines d'application des sondages*. Rabat : Direction de la statistique, pp. 17-43.
- Achen, C. et P. Shively. 1995. *Cross-level Inference*. Chicago : The University of Chicago Press.
- Aitkin, M. et N. Longford. 1986. Statistical modelling issues in school effectiveness studies. *Journal of the Royal Statistical Society, A*, n°149, pp. 1-43.
- Ajbilou, A. 1998. *Analyse de la variabilité spatio-temporelle de la primo-nuptialité au Maghreb (1970-1980)*. Louvain-la-Neuve : Academia / L'Harmattan.
- Ajbilou, A. 1999a. Crise et montée du célibat en Afrique du Nord. In : D. Tabutin, C. Gourbin, G. Masuy-Stroobant, *et al.* (éd.), *Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie*, Louvain-la-Neuve / Paris : Academia / L'Harmattan, pp. 641-660.
- Ajbilou, A. 1999b. La baisse de la fécondité au Maghreb. *La Chronique du Ceped*, n°35, pp. 1-4.
- Ajbilou, A. 2000. Comportement procréateur et préférence pour le sexe masculin. In : INSEA (éd.), *Les inégalités entre garçons et filles en matière de morbidité, de santé et de mortalité au Maroc*, Rabat : INSEA, pp. 65-84.
- Ajbilou, A. 2001. Pauvreté et fécondité au Maroc. In : F. Gendreau (éd.), *Les transitions démographiques des pays du Sud*, Paris : Estem, pp. 371-378.
- Alauddin, M. 1985. Community factors in contraception among Bangladeshi rural women. In : J. Casterline (éd.), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg : International Statistical Institute, pp. 3-14.
- Alker, H. 1969. A typology of ecological fallacies. In : M. Dogan et S. Rokkan (éd.), *Quantitative Ecological Analysis in the Social Sciences*, Cambridge : The MIT Press, pp. 69-86.
- Allison, P. 1982. Discrete time methods for the analysis of event histories. In : S. Leinhardt (éd.), *Sociological Methodology*, San Francisco : Jossey-Bass Inc., pp. 61-98.
- Allison, P. 1995. *Survival Analysis Using the SAS System. A Practical Guide*. Cary : SAS Institute.
- Allison, P. 1999. *Logistic Regression Using the SAS System: Theory and Application*. Cary : SAS Institute.

- Almgren, G. 1992. Community. In : E. Borgatta et M. Borgatta (éd.), *Encyclopedia of Sociology*, vol. 1, New York : Macmillan, pp. 244-250.
- Amin, S., I. Diamond et F. Steele. 1996. Contraception and religious practice in Bangladesh, *Research Division Working Papers*, n°83, New York : The Population Council.
- Angeles, G., D. Guilkey et T. Mroz. 1997. Purposive program placement and the estimation of family planning effects in Tanzania, *Evaluation Project* : Carolina Population Center, University of North Carolina.
- Angeles, G., D. Guilkey et T. Mroz. 1998. Purposive program placement and the estimation of family planning program effects in Tanzania. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 93, pp. 884-899.
- Anker, R. 1987. Preface. In : R. Bilsborrow et D. Guiley (éd.), *Community and Institutional Influence on Fertility: Analytical Issues*, Geneva : International Labour Office, pp. i-vii.
- Anker, R., M. Khan et C. Prasad. 1989. Community questionnaire and the collection of community-level information with sample questionnaire from an Indian study, *Population and Labour Policies Programme Working Paper*, n°164, Geneva : International Labour Office.
- Antoine, P. 2001. L'approche biographique et ses possibilités pour l'analyse des systèmes de genre. *Colloque international Genre, population et développement en Afrique*. Abidjan.
- Arends-Kuenning, M., B. Mensch et M. Garate. 1996. Comparing the Peru service availability module and situation analysis. *Studies in Family Planning*, vol. 27, n°1, pp. 44-51.
- Ashton, M. 1999. *A Multilevel Model of the Impact of Health Services on Childhood Mortality in Bangladesh*. PhD Thesis, Southampton : Department of Social Statistics, University of Southampton.
- Axinn, W. 1993. The effects of children's schooling on fertility limitation. *Population Studies*, vol. 47, n°3, pp. 481-493.
- Axinn, W., J. Barber et D. Ghimire. 1997. The neighborhood history calendar: a data collection method designed for dynamic multilevel modeling. *Sociological Methodology*, vol. 27, pp. 355-392.
- Ayad, M., M. Azelmat, E. A. Housni *et al.* 1997. Transition des déterminants proches de la fécondité au Maroc, *Dossiers Population et Santé*, n°6, Rabat : Ministère de la Santé Publique.
- Azelmat, M. et A. Ahmed. 1999. *Enquête nationale sur la santé de la mère et de l'enfant (ENSME) 1997*. Rabat / Le Caire : Ministère de la Santé Publique / PAPCHILD.

- Azelmat, M., M. Ayad et H. Belhachami. 1989. *Enquête nationale sur la planification familiale, la fécondité et la santé de la population au Maroc (ENPS) 1987*. Rabat / Columbia : Ministère de la Santé Publique / Institute for Resource Development.
- Azelmat, M., M. Ayad et E. A. Housni. 1993. *Enquête nationale sur la population et la santé (ENPS-II) 1992*. Rabat / Columbia : Ministère de la Santé Publique / Macro International Inc.
- Azelmat, M., M. Ayad et E. A. Housni. 1996. *Enquête de panel sur la population et la santé (EPPS) 1995*. Rabat / Calverton : Ministère de la Santé Publique / Macro International Inc.
- Balk, D. 1994. Individual and community aspects of women's status and fertility in rural Bangladesh. *Population Studies*, vol. 48, n°1, pp. 21-45.
- Barber, J., S. Murphy et W. Axinn. 2000. Discrete time multilevel survival analysis. *Sociological Methodology*, vol. 30, pp. 201-235.
- Becker, G. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge (MA) : Harvard University Press.
- Beckman, L. 1983. Communication, power and the influence of social networks in couple decisions on fertility. In : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 2, New York : Academic Press, pp. 415-443.
- Beegle, K. 1995. The Quality and Availability of Family Planning Services and Contraceptive Use in Tanzania, *LSMS Working Paper*, n°114, Washington D.C. : The World Bank.
- Belghiti, M. 1969. Les relations féminines et le statut de la femme dans la famille rurale dans trois villages de la Tessaout. *Bulletin économique et social du Maroc*, vol. 31, n°114, pp. 1-73.
- Benefo, K. 1995. The determinants of the duration of postpartum sexual abstinence in West Africa: a multilevel analysis. *Demography*, vol. 32, n°2, pp. 139-157.
- Benefo, K. et T. Schultz. 1996. Fertility and child mortality in Côte d'Ivoire and Ghana. *World Bank Economic Review*, vol. 10, n°1, pp. 123-158.
- Bertrand, J. 1998. *The Dynamics of the Moroccan Family Planning Program*. Rabat / New Orleans : Ministère de la Santé Publique / Tulane University.
- Bertrand, J., R. Magnani et J. Knowles. 1996. *Evaluating Family Planning Programs with Adaptations for Reproductive Health*. New Orleans : Tulane University / The Evaluation Project.
- Billy, J., W. Grady, M. Hayward et al. 1989. *Effects of Contextual Factors on Fertility Regulation and Fertility*. Seattle : Batelle Human Affairs Research Center.

- Billy, J. et D. Moore. 1992. A multilevel analysis of marital and nonmarital fertility in the U.S. *Social Forces*, vol. 70, n°4, pp. 977-1011.
- Bilsborrow, R. 1984. *Guide pour des enquêtes sur les migrations internes dans les pays en voie de développement : des variables communautaires*. Genève : Bureau International du Travail.
- Bilsborrow, R. 1987. Population pressures and agricultural development in developing countries: a conceptual framework and recent evidence. *World Development*, vol. 15, n°2, pp. 183-203.
- Bilsborrow, R. et D. Guilkey. 1987. Community and Institutional Influence on Fertility: Analytical Issues, *Population and Labour Policies Programme Working Paper*, n°157, Geneva : International Labour Office.
- Bilsborrow, R., P. Hess et A. Tsui. 1989. Linkages between the demand for children, contraceptive use, and fertility: preliminary evidence from Mexico and unresolved issues. In : IUSSP (éd.), *International Population Conference, New Delhi*, vol. 1, Liège : IUSSP, pp. 331-348.
- Birdsall, N. 1988. Economic approaches to population growth. In : H. Chenery et T. Srinivasan (éd.), *Handbook of Development Economics*, vol. 1, Amsterdam : North Holland, pp. 477-542.
- Blake, J. et K. Davis. 1956. Social structure and fertility: an analytic framework. *Development and Cultural Change*, vol. 4, n°3, pp. 211-235.
- Blalock, H. 1985. Cross-level analyses. In : J. Casterline (éd.), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg : International Statistical Institute, pp. 187-206.
- Blossfeld, H.-P. 1999. Causal inference based on observational studies. An application example of the opportunities and limitations of event history data. *Workshop on Longitudinal Research in Social Sciences: A Canadian Focus*. London, Ontario.
- Blossfeld, H.-P. et A. De Rose. 1992. Educational expansion and changes in entry into marriage and motherhood. The experience of Italian women. *Genus*, vol. 48, n°3-4, pp. 73-89.
- Blossfeld, H.-P. et G. Rohwer. 1995. *Techniques of Event-History Modeling. New Approaches to Causal Analysis*. Mahwah (NJ) : Lawrence Erlbaum Associates.
- Bongaarts, J. et R. Potter. 1983. *Fertility, Biology and Behaviour. An Analysis of the Proximate Determinants*. New York : Academic Press.
- Bongaarts, J. et S. Watkins. 1996. Social interaction and contemporary fertility transitions. *Population and Development Review*, vol. 22, n°4, pp. 639-682.
- Boserup, E. 1985. Economic and demographic interrelationships in sub-Saharan Africa. *Population and Development Review*, vol. 11, n°3, pp. 383-397.

- Boserup, E. 1988. Shifts in the determinants of fertility in the developing world: environmental, technical, economic and cultural factors. In : D. Coleman et R. Schofield (éd.), *The State of Population Theory: Forward from Malthus*, New York : Basil Blackwell, pp. 239-255.
- Boserup, E. 1990. *Economic and Demographic Relationships in Development*. Baltimore : Johns Hopkins University Press.
- Boulier, B. et M. Rosenzweig. 1978. Age, biological factors, and socioeconomic determinants of fertility: a new measure of cumulative fertility for use in the empirical analysis of family size. *Demography*, vol. 15, n°4, pp. 487-497.
- Bourqia, R. 1995. Women, uncertainty, and reproduction in Morocco. In : C. Obermeyer (éd.), *Family, Gender, and Population in the Middle East: Policies in Context*, Cairo : American University in Cairo Press, pp. 136-146.
- Bourqia, R. 1996. *Femmes et fécondité*. Casablanca : Afrique Orient.
- Bressoux, P., P. Coustère et C. Leroy-Adouion. 1997. Les modèles multiniveau dans l'analyse écologique : le cas de la recherche en éducation. *Revue française de sociologie*, vol. 38, pp. 67-96.
- Broström, G. 1985. Practical aspects of the estimation of the parameters in Coale's model for marital fertility. *Demography*, vol. 22, n°4, pp. 625-631.
- Bryk, A. et S. Raudenbush. 1992. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park : Sage Publications.
- Bulatao, R. 1984. Fertility control at the community level: a review of research and community programs. In : W. Schutjer et S. Stokes (éd.), *Rural Development and Human Fertility*, New York : Macmillan, pp. 269-290.
- Burch, T. 1997. Something ventured, something gained: progress toward a unified theory of fertility decline. In : D. Tabutin, C. Gourbin, G. Masuy-Stroobant, et al. (éd.), *Chaire Quetelet 1997. "Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie"*. Louvain-la-Neuve : Academia-L'Harmattan, pp. 253-277.
- Cain, M. 1981. Risk and insurance: perspectives on fertility and agrarian change in India and Bangladesh. *Population and Development Review*, vol. 7, n°3, pp. 435-474.
- Cain, M. 1983. Fertility as an adjustment to risk, *Center for Policy Studies Working Papers*, n°100, New York : Population Council.
- Cain, M. 1993. Patriarchal structure and demographic change. In : N. Federici, K. Mason et S. Sogner (éd.), *Women's Position and Demographic Change*, Oxford : Clarendon Press, pp. 43-60.
- Cain, M., S. Khanam et S. Nahar. 1979. Class, patriarchy, and women's work in Bangladesh. *Population and Development Review*, vol. 5, n°3, pp. 405-438.

- Cain, M. et G. McNicoll. 1988. Population growth and agrarian outcomes. In : R. Lee, B. Arthur, A. Kelley, *et al.* (éd.), *Population, food and rural development*, Oxford : Clarendon Press, pp. 101-117.
- Cain, M. et K. Mozumder. 1981. Labour market structure and reproductive behavior in rural Southeast Asia. In : G. Rodgers et G. Standing (éd.), *Child Work, Poverty and Underdevelopment*, Geneva : International Labour Office, pp. 245-287.
- Caldwell, J. 1982. *Theory of Fertility Decline*. London : Academic Press.
- Cameron, A. et P. Trivedi. 1998. *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Casterline, J. 1981. Community effects on individual demographic behavior: multilevel analysis of WFS data. In : UIESP (éd.), *Congrès International de la Population, Manille*, vol. 2, Liège : UIESP, pp. 405-421.
- Casterline, J., éd. 1985a. *The collection and analysis of community data : WFS Seminar on Collection and Analysis of Data on Community and Institutional Factors*. Voorburg : International Statistical Institute / World Fertility Survey.
- Casterline, J. 1985b. Community effects on fertility. In : J. Casterline (éd.), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg : International Statistical Institute, pp. 65-75.
- Casterline, J. 1985c. Schooling and fertility: a multilevel approach. In : IUSSP (éd.), *Congrès International de la Population, Florence*, vol. 2, Liège : UIESP, pp. 7-20.
- Casterline, J. 1987. The collection and analysis of community data. In : J. Cleland et C. Scott (éd.), *The World Fertility Survey: an Assessment*, London : Oxford University Press, pp. 882-905.
- Castro Martin, T. 1993. Changing nuptiality patterns in contemporary Spain. *Genus*, vol. 49, n°1-2, pp. 79-95.
- CDC. 1994. *Encuesta Nacional de Salud Reproductiva de 1993, Costa Rica. Fecundidad y Formacion de la Familia*. San José / Atlanta : Programa Salud Reproductiva / Center for Disease Control.
- CERED. 1990. *Atlas démographique du Maroc*. Rabat : Direction de la Statistique.
- CERED. 1993. *Les équipements collectifs en milieu rural*. Rabat : CERED.
- CERED. 1997a. *Etat matrimonial et stratégies familiales*. Rabat : CERED.
- CERED. 1997b. *Situation et perspectives démographiques du Maroc*. Rabat : CERED.
- CERED. 1999. *Dynamique urbaine et développement rural au Maroc*. Rabat : CERED.
- Chowdhury, F. et F. Trovato. 1994. The role and status of women and the timing of marriage in five Asian countries. *Journal of Family History*, vol. 25, n°2, pp. 143-157.



- Cleland, J. et G. Rodriguez. 1988. The effect of parental education on marital fertility in developing countries. *Population Studies*, vol. 42, n°3, pp. 419-442.
- Cleland, J. et C. Wilson. 1987. Demand theories of the fertility transition: an iconoclastic view. *Population Studies*, vol. 41, n°1, pp. 5-30.
- Coale, A. et D. McNeil. 1972. The distribution by age of the frequency of first marriage in a female cohort. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 67, n°340, pp. 745-749.
- Coale, A. et J. Trussell. 1974. Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations. *Population Index*, vol. 40, pp. 185-258.
- Cochrane, S. et D. Guilkey. 1991. Fertility intentions and access to services as constraints on contraceptive use in Colombia. In : DHS (éd.), *DHS World Conference*, vol. 2, Columbia : Macro International, pp. 1305-1328.
- Courbage, Y. 1995. Fertility transition in the Mashriq and the Maghrib: education, emigration, and the diffusion of ideas. In : C. Obermeyer (éd.), *Family, Gender and Population in the Middle East. Policies in Context*, Cairo : American University in Cairo Press, pp. 80-104.
- Courbage, Y. 1996. Transition féconde en contexte peu propice. Le Maroc de 1962 à 1994. In : League of Arab States / IUSSP (éd.), *Arab Regional Population Conference*, vol. 3, Cairo : League of Arab States / IUSSP, pp. 186-219.
- Courgeau, D. 1999. Analyses contextuelles et multi-niveaux. In : G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch (éd.), *Séminaire international " Démographie, analyse et synthèse "*, vol. 2, Rome / Paris : DSD / INED, pp. 15-30.
- Courgeau, D. et E. Lelièvre. 1989. *Analyse démographique des biographies*. Paris : INED.
- Croft, T. 1991. DHS data editing and imputation. In : DHS (éd.), *DHS World Conference*, vol. 2, Columbia : Macro International, pp. 1337-1356.
- Curtis, S. et A. Blanc. 1997. Determinants of contraceptive failure, switching and discontinuation: an analysis of DHS contraceptive histories, *Demographic and Health Surveys Analytical Reports*, n°6, Calverton : Macro International.
- Dasgupta, P. 1995. Population, poverty and the local environment. *Scientific American*, vol. 272, n°2, pp. 40-45.
- Dasgupta, P. 2000. Population and resources: an exploration of reproductive and environmental externalities. *Population and Development Review*, vol. 26, n°4, pp. 643-689.
- DaVanzo, J. 1985. Measuring community variables for household health and demographic surveys in developing countries, *Rand Working Paper*, n°P-7099, Santa Monica : Rand Corporation.

- Davies, R. 1994. From cross-sectional to longitudinal analysis. In : A. Dale et R. Davies (éd.), *Analyzing Social and Political Change. A Casebook of Methods*, London : Sage, pp. 20-40.
- Davis, D. et S. Davis. 1993. Dilemmas of adolescence: courtship, sex and marriage. In : D. Bowen et E. Early (éd.), *Everyday Life in the Muslim Middle East*, Bloomington : Indiana University Press, pp. 84-90.
- Davis, J. 1985. *The Logic of Causal Order*. Beverly Hills : Sage.
- Davis, K. 1963. The theory of change and response in modern demographic history. *Population Index*, vol. 29, n°4, pp. 345-366.
- Davis, S. 1987. *Patience and Power. Women's Lives in a Moroccan Village*. Rochester : Schenkman Books.
- Day, G. et J. Murdoch. 1993. Locality and community: coming to terms with place. *The Sociological Review*, vol. 41, n°1, pp. 82-111.
- de Bruijn, B. 1997. Fertility: theories, frameworks, models, concepts. In : G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch (éd.), *Démographie : analyse et synthèse*, vol. 2, Paris / Rome : Ceped / DSD, pp. 1-39.
- de Janvry, A. et C. Garramon. 1977. The dynamics of rural poverty in Latin America. *The Journal of Peasant Studies*, vol. 4, pp. 206-216.
- Deaton, A. 1997. *The Analysis of Household Surveys*. Baltimore : The Johns Hopkins University Press.
- DeGraff, D. 1991. Increasing contraceptive use in Bangladesh : the role of demand and supply factors. *Demography*, vol. 28, n°1, pp. 65-81.
- DeGraff, D., R. Bilsborrow et D. Guilkey. 1997. Community-level determinants of contraceptive use in the Philippines: a structural analysis. *Demography*, vol. 34, n°3, pp. 385-398.
- Delaine, G., L. Demery, J.-L. Dubois *et al.* 1992. The Social Dimensions of Adjustment Integrated Surveys, *SDA Working Paper*, n°14, Washington D.C. : The World Bank.
- Desai, M. et A. Shah. 1988. An Econometric Approach to the Measurement of Poverty. *Oxford Economic Papers*, vol. 40, pp. 505-522.
- Diamond, I. et D. Guilkey. 1997. Multilevel and Structural Models for Programme Evaluation. *IUSSP/EVALUATION Project Seminar on Methods for the Evaluation of Family Planning Program Impact*. Costa Rica.
- Diamond, I., M. Newby et S. Varle. 1999. Female education and fertility: examining the links. In : C. Bledsoe, J. Casterline, J. Johnson-Kuhn, *et al.* (éd.), *Critical Perspectives on Schooling and Fertility in the Developing World*, Washington D.C. : National Academy Press, pp. 23-48.

- Diekmann, A. 1989. Diffusion and survival models for the process of entry into marriage. *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 14, n°1, pp. 31-44.
- Diggle, P., K.-Y. Liang et S. Zeger. 1994. *Analysis of Longitudinal Data*. Oxford : Clarendon Press.
- Direction de la statistique. 1970. Morocco: family planning knowledge, attitudes, and practice in rural areas. *Studies in Family Planning*, n°58, pp. 1-6.
- Direction de la statistique. 1983. *Population légale du Maroc*. Rabat : Direction de la statistique.
- Direction de la Statistique. 1992. *Niveaux de vie des ménages 1990/91. Premiers résultats. Rapport de synthèse*. Rabat : Direction de la Statistique.
- Direction de la Statistique. 1997. *Caractéristiques démographiques et socio-économiques de la population des communes du royaume*. Rabat : Direction de la statistique.
- Direction de la Statistique. 1999. *Les emplois du temps de la femme au Maroc*. Rabat : Direction de la Statistique.
- Direction de la Statistique. 2000a. Enquête nationale sur les niveaux de vie des ménages, Rabat : Direction de la Statistique.
- Direction de la Statistique. 2000b. *Le Maroc en Chiffres 1999*. Rabat : Direction de la Statistique.
- Direction de la statistique. s.d. *Code géographique par région*. Rabat : Direction de la statistique.
- Dixon, R. 1971. Explaining cross-cultural variations in age at marriage and proportions never marrying. *Population Studies*, vol. 25, n°2, pp. 453-458.
- Duncan, C., K. Jones et G. Moon. 1998. Context, composition and heterogeneity: using multilevel models in health research. *Social Science and Medicine*, vol. 46, n°1, pp. 97-117.
- Easterlin, R. 1978. The economics and sociology of fertility: a synthesis. In : C. Tilly (éd.), *Historical Studies of Changing Fertility*, Princeton : Princeton University Press, pp. 57-133.
- Efron, B. et C. Morris. 1977. Stein's Paradox in Statistics. *Scientific American*, vol. 236, n°5, pp. 119-127.
- Eltigani, E. 2000. Changes in family building patterns in Egypt and Morocco: a comparative analysis. *International Family Planning Perspectives*, vol. 26, n°2, pp. 73-78.
- Engracia, L. T. 1985. Community effects on contraceptive use in the Philippines. In : J. Casterline (éd.), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg : International Statistical Institute, pp. 15-30.

- Entwisle, B., J. Casterline et H. Sayed. 1989. Villages as contexts for contraceptive behavior in rural Egypt. *American Sociological Review*, vol. 54, n°6, pp. 1019-1034.
- Entwisle, B., A. Hermalin, P. Kamnuansilpa *et al.* 1984. A multilevel model of family planning availability and contraceptive use in rural Thailand. *Demography*, vol. 21, n°4, pp. 559-574.
- Entwisle, B., R. Rindfuss, D. Guilkey *et al.* 1996. Community and contraceptive choice in rural Thailand: a case study of Nang Rong. *Demography*, vol. 33, n°1, pp. 1-11.
- Entwisle, B., R. Rindfuss, S. Walsh *et al.* 1997. Geographic information systems, spatial network analysis, and contraceptive choice. *Demography*, vol. 34, n°2, pp. 171-187.
- Erbring, L. et A. Young. 1979. Individuals and social structure. Contextual effects as endogenous feedback. *Sociological Methods and Research*, vol. 7, n°4, pp. 396-430.
- Escallier, R. 1987. La population marocaine. Héritages et changements. *Maghreb Machrek Monde Arabe*, vol. 118, pp. 20-45.
- Escobar, J. M. M. 1998. Efectos contextuales y fecundidad marital : un modelo de niveles multiples de la paridez en la region de Biobio, Chile. *Notas de Poblacion*, vol. 67-68, pp. 55-100.
- Everitt, B. 1999. *The Cambridge Dictionary of Statistics*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Fargues, P. 1986. Traditions matrimoniales dans les sociétés arabes. *Populations et sociétés*, n°198, pp. 1-4.
- Fargues, P. 1988. La baisse de la fécondité arabe. *Population*, vol. 43, n°6, pp. 975-1004.
- Farkas, G. 1974. Specification, residuals and contextual effects. *Sociological Methods and Research*, vol. 2, n°3, pp. 333-363.
- Fawcett, J. 1974. Psychological determinants of nuptiality. In : IUSSP (éd.), *International Population Conference, Liège*, vol. 1. Liège : IUSSP, pp. 19-30.
- Feyisetan, B. et M. Ainsworth. 1994. Contraceptive Use and the Quality, Price and Availability of Family Planning in Nigeria, *LSMS Working Paper*, n°108, Washington D.C. : The World Bank.
- Feyisetan, B. et M. Ainsworth. 1996. Contraceptive use and the quality, price and availability of family planning in Nigeria. *The World Bank Economic Review*, vol. 10, n°1, pp. 159-187.

- Filmer, D. et L. Pritchett. 1996. Environmental degradation and the demand for children: searching for the vicious circle, *World Bank Policy Research Working Paper*, n°1623, Washington D.C. : World Bank.
- Firebaugh, G. 1980. Cross national versus historical regression models: conditions of equivalence in comparative analysis. *Comparative Social Research*, vol. 3, pp. 333-344.
- Firebaugh, G. 1982. Population density and fertility in 22 Indian villages. *Demography*, vol. 19, n°4, pp. 484-494.
- Florez, E., R. Echeverri, D. Hogan *et al.* 1991. Geographic variations in women's status and reproductive behaviors in Colombia, *Working Paper*, n°24, University Park : Population Issues Research Center.
- FNUAP. 1986. *Maroc. Rapport de la seconde mission sur l'évaluation des besoins d'aide en matière de population*. New York : FNUAP.
- Freedman, R. 1963. Norms for family size in underdeveloped areas. *Proceedings of the Royal Society, Section B*, n°159, pp. 220-245.
- Freedman, R. 1974. Community-Level Data in Fertility Surveys, *WFS Occasional paper*, n°8, The Hague : International Statistical Institute.
- Freedman, R. et D. Freedman. 1992. The role of family planning programmes as a fertility determinant. In : J. Phillips et J. Ross (éd.), *Family Planning Programmes and Fertility*, Oxford : Clarendon Press, pp. 10-27.
- Gage, A. 1995. An Assessment of the Quality of Data on Age at First Union, First Birth, and First Sexual Intercourse for Phase II of the Demographic and Health Survey Program, *DHS Occasional Papers*, n°4, Calverton : Macro International Inc.
- Gleave, S., R. Wiggins, H. Joshi *et al.* 2000. Identifying area effects: a comparison of single and multilevel models, *Longitudinal Studies Working Paper*, n°79, London : Institute of Education. Centre for longitudinal studies.
- Goldman, N., C. Westoff et C. Hammerslough. 1984. Demography of the marriage market in the United States. *Population Index*, vol. 50, n°1, pp. 5-25.
- Goldscheider, C. 1984. Migration and rural fertility in less developed countries. In : W. Schutjer et S. Stokes (éd.), *Rural Development and Human Fertility*, New York : Macmillan, pp. 34-48.
- Goldstein, H. 1995. *Multilevel Statistical Models*. London : Edward Arnold.
- Goldstein, H. 1999. Discrete time event history models, *Working Paper*, London : Institute of Education.
- Goldstein, H., J. Rasbah, I. Plewis *et al.* 1998. *A User's Guide to MLwiN*. London : Institute of Education.

- Goldstein, H. et R. Silver. 1989. Multilevel and multivariate models in survey analysis. In : C. Skinner, D. Holt et T. Smith (éd.), *Analysis of Complex Surveys*, Chichester : John Wiley and Sons, pp. 221-235.
- Grar, A. 1970. Les structures agraires dans la Chaouia. *Bulletin Economique et Social du Maroc*, vol. 32, n°117, pp. 41-74.
- Greenhalgh, S. 1990. Toward a political economy of fertility. *Population and Development Review*, vol. 16, n°1, pp. 85-106.
- Guilkey, D. et S. Jayne. 1997. Fertility transition in Zimbabwe: determinants of contraceptive use and method choice. *Population Studies*, vol. 51, n°2, pp. 173-189.
- Guilkey, D., R. Rindfuss, B. Popkin *et al.* 1988. Child spacing in the Philippines: the effect of current characteristics and rural development. *Population Studies*, vol. 42, n°2, pp. 259-273.
- Guo, G. 1993. Event history analysis for left-truncated data. *Sociological Methodology*, vol. 23, pp. 217-243.
- Gwatkin, D., S. Rutstein, K. Johnson *et al.* 2000. Socio-economic differences in health, nutrition and population in Morocco, *HNP Thematic Group of the World Bank*, Washington D.C. : The World Bank.
- Hammerslough, C. 1990. *Community Determinants of Demographic Behavior in Kenya: First Report*. Nairobi : Population Studies and Research Institute, University of Nairobi.
- Hammerslough, C. 1992. Proximity to contraceptive services and fertility transition in rural Kenya. *International Family Planning Perspectives*, vol. 18, n°2, pp. 54-58.
- Hammerslough, C. 1994. Women's groups and contraceptive use in rural Kenya. In : T. Locoh et V. Hertrich (éd.), *The Onset of Fertility Transition in Sub-Saharan Africa*, Liège : Derouaux Ordina, pp. 267-287.
- Hank, K. 2001. Regional social contexts and individual fertility decisions: a multilevel analysis of first and second births in Western Germany, *MPIDR Working Paper*, n°2001-015, Rostock : Max Planck Institute for Demographic Research.
- Harbison, S. et W. Robinson. 1985. Rural electrification and fertility change. *Population Research and Policy Review*, vol. 4, n°2, pp. 149-171.
- Hart, D. M. 1976. *The Aith Waryaghar of the Moroccan Rif. An Ethnography and History*. Tucson : The University of Arizona Press.
- Hauser, R. M. 1974. Contextual analysis revisited. *Sociological Methods and Research*, vol. 2, n°3, pp. 365-375.
- Hayeur-Smith, M. 1983. *Le mariage arabe au Maroc*. Mémoire, Montréal : Université de Montréal.

- Hedeker, D. 1999a. *MIXNO: a Computer Program for Mixed-effects Nominal Logistic Regression*. Chicago : University of Illinois.
- Hedeker, D. 1999b. *MIXOR: a Computer Program for Mixed-effects Ordinal Regression Analysis*. Chicago : University of Illinois.
- Hedeker, D. 1999c. *MIXPREG: a Computer Program for Mixed-effects Poisson Regression*. Chicago : University of Illinois.
- Heer, D. 1983. Infant and child mortality and the demand for children. In : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 1, New York : Academic Press, pp. 369-387.
- Henry, L. 1961. Some data on natural fertility. *Eugenics Quarterly*, vol. 8, n°2, pp. 81-91.
- Henry, L. 1972. *Démographie. Analyse et modèles*. Paris : Librairie Larousse.
- Hermalin, A. 1983. Fertility regulation and its costs: a critical essay. In : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 2, New York : Academic Press, pp. 1-53.
- Hermalin, A. et N. Chayovan. 1984. The effects of individual, village and program characteristics on contraceptive use in rural Thailand, *Research Report*, n°84-67, Ann Arbor : University of Michigan, Population Studies Center.
- Hermalin, A., I. Osheba et H. Sayed. 1988. On the Reliability of Community Data in Egypt, *Research Reports*, n°88-117, Ann Arbor : University of Michigan, Population Studies Center.
- Hermalin, A., A. P. Riley et L. Rosero. 1995. Regional Differences in Family Size Preferences in Costa Rica and their Implication for Transition Theory, *Research Reports*, n°95-345, Ann Arbor : University of Michigan, Population Studies Center.
- Hirschman, C. 1985. Premarital socioeconomic roles and the timing of family formation: a comparative study of five Asian societies. *Demography*, vol. 22, n°1, pp. 35-58.
- Hirschman, C. et P. Guest. 1990. Multilevel models of fertility determination in four Southeast Asian countries: 1970 and 1980. *Demography*, vol. 27, n°3, pp. 369-396.
- Hong, S. 1979. *Community Development and Human Reproductive Behaviour*. Seoul : Korea Development Institute.
- Horney, J., W. Osgood et I. Marshall. 1995. Criminal careers in the short-term: intra-individual variability in crime and its relation to local life circumstances. *American Sociological Review*, vol. 60, pp. 655-673.

- Hotchkiss, D., R. Magnani, A. Lakssir *et al.* 1999. Family planning program effects on contraceptive use in Morocco, 1992-1995. *Population Research and Policy Review*, vol. 18, n°6, pp. 545-565.
- Hotchkiss, D., R. Magnani et J. Rous. 1995. The effects of MCH service utilization on subsequent contraceptive use in Morocco, Tulane : School of Public Health and Tropical Medicine, Tulane University Medical Center.
- Hugo, G. 1985. Investigating community-level effects on population movement. In : J. Casterline (éd.), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg : International Statistical Institute, pp. 157-175.
- Iraki, A. 1997. Territorialité des populations et développement participatif : cas des Zemmour. In : A. Sedjari (éd.), *La revanche des territoires*, Paris : L'Harmattan, pp. 207-234.
- Jayne, S. et D. Guilkey. 1998. Contraceptive determinants in three leading countries. *Population Research and Policy Review*, vol. 17, n°4, pp. 329-350.
- Jejeebhoy, S. 1998. *Women's Education, Autonomy, and Reproductive Behaviour*. Oxford : Clarendon Press.
- Johnson, R. 1985. Analysis of age, period, and cohort effects in marital fertility. In : W. Mason et S. Fienberg (éd.), *Cohort Analysis in Social Research. Beyond the Identification Problem*, New York : Springer-Verlag, pp. 229-257.
- Johnston, H. et K. Hill. 1996. Induced abortion in the Developing World: indirect estimates. *International Family Planning Perspectives*, vol. 22, n°3, pp. 108-114.
- Joshi, H. et P. David. 1996. The social and economic context of fertility. In : G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch (éd.), *Démographie : analyse et synthèse*, vol. 2, Rome / Paris : DSD / CEPED, pp. 89-122.
- Kfita-Ayat, N. 1988. *Les rites de mariage à travers deux générations de femmes Kénitriennes. Enquête sur quelques aspects du changement social au Maroc*. Thèse de doctorat, Toulouse : Université de Toulouse Le Mirail.
- Kravdal, O. 2000. A search for aggregate-level effects of education on fertility, using data from Zimbabwe. *Demographic Research*, vol. 3, n°3, pp. 1-34.
- Kravdal, O. 2001. The importance of education for fertility in sub-Saharan Africa is substantially underestimated when community effects are ignored, *Memorandum*, n°3/2001, Oslo : Department of Economics, University of Oslo.
- Kreft, I. et J. De Leeuw. 1998. *Introducing Multilevel Modelling*. London : Sage.
- Kuate Defo, B. 1998. Fertility response to infant and child mortality in Africa with special reference to Cameroun. In : M. Montgomery et B. Cohen (éd.), *From Death to Birth. Mortality Decline and Reproductive Change*, Washington D.C. : National Academy Press, pp. 254-315.



- Labourie-Racapé, A. et T. Locoh. 1999. Genre et démographie : nouvelles problématiques ou effet de mode ? In : D. Tabutin, C. Gourbin, G. Masuy-Stroobant, *et al.* (éd.), *Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie*, Louvain-la-Neuve : Academia / L'Harmattan, pp. 65-92.
- Landry, A. 1934. *La révolution démographique. Etudes et essais sur les problèmes de population*. Paris : Sirey.
- Lazo, A. V. 1994. Marital fertility in Brazil: Differential by type of union and its importance in the fertility transition, 1976-1991, *DHS Working Paper*, n°15, Calverton : Macro International.
- Legrand, T. et M. Barbieri. 1998. The effects of children's mortality risks on young women's entry into marriage and motherhood in sub-saharan Africa, *Cahier du CRED*, n°0598, Montréal : CRED - Université de Montréal.
- Leibenstein, H. 1957. *Economic Backwardness and Economic Growth*. New York : John Wiley and Sons.
- Leridon, H. 1982. Overview. In : C. Hohn et R. Mackensen (éd.), *Determinants of Fertility Trends: Theories Re-examined*, Liège : Ordina, pp. 297-305.
- Lesthaeghe, R. 1980. On the social control of human reproduction. *Population and Development Review*, vol. 6, n°4, pp. 527-548.
- Lesthaeghe, R. 1989. Social organization, economic crises, and the future of fertility control in Africa. In : R. Lesthaeghe (éd.), *Reproduction and Social Organization in Sub-saharan Africa*, Berkeley : University of California Press, pp. 475-301.
- Lesthaeghe, R. et C. Vanderhoeft. 1999. Une conceptualisation des transitions vers de nouvelles formes de comportements. In : D. Tabutin, C. Gourbin, G. Masuy-Stroobant, *et al.* (éd.), *Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie*, Louvain-la-Neuve : Academia / L'Harmattan, pp. 279-306.
- Lesthaeghe, R., C. Vanderhoeft, S. Becker *et al.* 1985. Individual and contextual effects of education on proximate fertility determinants and on lifetime fertility in Kenya. In : J. Casterline (éd.), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg : International Statistical Institute, pp. 31-64.
- Lfarakh, A. 1998. Structures familiales et stratégies matrimoniales. In : CERED (éd.), *Population et Développement au Maroc*, Rabat : CERED, pp. 107-119.
- Lfarakh, A. 2000. Différentiels entre sexes en matière d'éducation, de santé et de prise de décision. In : INSEA (éd.), *Les inégalités entre garçons et filles en matière de morbidité, de santé et de mortalité au Maroc*, Rabat : INSEA, pp. 41-63.
- Lloyd, K. et S. South. 1996. Contextual influences on young men's transition to first marriage. *Social Forces*, vol. 74, n°3, pp. 1097-1119.
- Longford, N. 1993. *Random Coefficient Models*. Oxford : Clarendon Press.

- Loriaux, M. 1989. L'analyse contextuelle : renouveau théorique ou impasse méthodologique ? In : J. Duchêne, G. Wunsch et E. Vilquin (éd.), *L'explication en sciences sociales. La recherche des causes en démographie*, Louvain-la-Neuve : Editions CIACO, pp. 333-368.
- Loriaux, M. 1995. Les approches méthodologiques en sociologie de la population : bilan et perspectives. In : H. Gérard et V. Piché (éd.), *La sociologie des populations*, Montréal : Presses de l'Université de Montréal, pp. 71-113.
- Macro International. s.d. *Description of the Demographic and Health Surveys Individual Recode*. Calverton : Macro International.
- Magnani, R., D. Hotchkiss, C. Florence *et al.* 1999. The impact of the family planning supply environment on contraceptive intentions and use in Morocco. *Studies in Family Planning*, vol. 30, n°2, pp. 120-132.
- Malacane, L., S. Murphy et L. Collins. 1997. Determining the risk set for hazard functions when survival methods are applied to social science and prevention data, *Working Paper*, n°97-9, State College : Pennsylvania State University.
- Malhotra, A. et A. Tsui. 1996. Marriage timing in Sri Lanka: the role of modern norms and ideas. *Journal of Marriage and the Family*, vol. 58, n°2, pp. 478-490.
- Mamdani, M. 1972. *The Myth of Population Control*. New York : Monthly Review Press.
- Mason, K. 1983. Norms relating to the desire for children. In : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 1, New York : Academic Press, pp. 388-428.
- Mason, K. 1993. The impact of women's position on demographic change during the course of development. In : N. Federici, K. Mason et S. Sogner (éd.), *Women's Position and Demographic Change*, Oxford : Clarendon Press, pp. 19-42.
- Mason, K. 1995. *Gender and Demographic Change: What Do we Know?* Liège : IUSSP.
- Mason, W., G. Wong et B. Entwisle. 1983. Contextual analysis through the multilevel linear model. In : S. Leinhardt (éd.), *Sociological Methodology 1983-1984*, San Francisco : Jossey-Bass Inc., pp. 72-103.
- McDonald, P. 1985. Social organization and nuptiality in developing countries. In : J. Cleland et J. Hobcraft (éd.), *Reproductive Change in Developing Countries*, Oxford : Oxford University Press, pp. 87-114.
- McNicoll, G. 1975. Community-level population policy. *Population and Development Review*, vol. 1, n°1, pp. 1-21.
- McNicoll, G. 1980. Institutional determinants of fertility changes. In : C. Höhn et R. Mackensen (éd.), *Determinants of Fertility Trends: Theories Re-examined*, Liège : IUSSP, pp. 147-168.

- McNicoll, G. 1984. Notes on the local context of demographic change. In : United Nations (éd.), *Fertility and Family*, New York : United Nations, pp. 411-425.
- McNicoll, G. 1994b. Institutional analysis of fertility, *Research Division Working Paper*, n°62, New York : Population Council.
- McNicoll, G. 1994a. Institutional analysis of fertility. In : K. Lindahl-Kiessling et H. Landberg (éd.), *Population, Economic Development and the Environment*, Oxford : Oxford University Press, pp. 199-230.
- Menard, S. 1991. *Longitudinal Research*. Newbury Park : Sage.
- Mensch, B., M. Arends-Kuenning et A. Jain. 1996. The impact of the quality of family planning services on contraceptive use in Peru. *Studies in Family Planning*, vol. 27, n°2, pp. 59-75.
- Mernissi, F. 1975. Obstacles to family planning practice in urban Morocco. *Studies in Family Planning*, vol. 6, n°12, pp. 418-424.
- Mernissi, F. 1985. *Sexe, idéologie et Islam*. Paris : Tierce.
- Merrick. 1978. Fertility and land availability in rural Brazil. *Demography*, vol. 15, n°3, pp. 321-336.
- Ministère de la Santé Publique. 1984. *Enquête sur la fécondité et la planification familiale au Maroc 1979-80 : rapport national*. Rabat : Ministère de la Santé Publique.
- Mitchell, G. 1970. Community. In : G. Mitchell (éd.), *A Dictionary of Sociology*, London : Routledge and Kegan Paul, pp. 32-33.
- Montgomery, M. 1998. Learning and lags in mortality perceptions. In : M. Montgomery et B. Cohen (éd.), *From Death to Birth: Mortality Decline and Reproductive Change*, Washington, D.C. : National Academy Press, pp. 112-137.
- Montgomery, M. 1999. Mortality Decline and the Demographic Response, *Policy Division Research Working Paper*, n°122, New York : Population Council.
- Montgomery, M., P. Cheung et D. Sulak. 1988. Rates of courtship and first marriage in Thailand. *Population Studies*, vol. 42, n°3, pp. 375-388.
- Montgomery, M., M. Gragnoloti, K. Burke *et al.* 2000. Measuring living standard with proxy variables. *Demography*, vol. 37, n°2, pp. 155-174.
- Montgomery, M. et J. Trussell. 1986. Models of marital status and childbearing. In : O. Ashenfelter et R. Layard (éd.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, Amsterdam : North-Holland, pp. 205-271.
- Moreno, L. 1991. An alternative model of the impact of the proximate determinants on fertility change: evidence from Latin America. *Population Studies*, vol. 45, pp. 313-337.

- Nag, M. 1984. Fertility response to modernization. In : United Nations (éd.), *Fertility and Family*, New York : United Nations, pp. 125-157.
- National Research Council. 1993. *Factors affecting contraceptive use in Sub-Saharan Africa*. Washington, D.C. : National Academy Press.
- Noin, D. 1970a. *La population rurale du Maroc*. vol. 1, Rouen : Publications de l'Université de Rouen.
- Noin, D. 1970b. *La population rurale du Maroc*. vol. 2, Rouen : Publications de l'Université de Rouen.
- Notestein, F. 1945. Population. The Long View. In : T. Schultz (éd.), *Food for the World*, Chicago : University of Chicago Press, pp. 36-57.
- Oberai, A. 1992. *Assessing the Demographic Impact of Development Projects: Conceptual, Methodological and Policy Issues*. New York : Routledge.
- Oppong, C. 1983. Women's roles, opportunity costs, and fertility. In : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 1, New York : Academic Press, pp. 547-589.
- Ouadah-Bedidi, Z. et J. Vallin. 2000. Maghreb : la chute irrésistible de la fécondité. *Population et sociétés*, n°359, pp. 1-4.
- Ouakrim, M. et M. Ayad. 1985. *Planification familiale, fécondité et santé familiale au Maroc, 1983-84. Rapport de l'Enquête Nationale de Prévalence Contraceptive*. Rabat : Ministère de la Santé Publique.
- Page, H. 1977. Patterns underlying fertility schedules: a decomposition by both age and marriage duration. *Population Studies*, vol. 31, pp. 85-106.
- Parr, N. 1992. *An Analysis of Fertility Differentials in Liberia and Ghana Using Multilevel Models*. PhD Thesis, Southampton : Department of Social Statistics, University of Southampton.
- Pebley, A. 1979. Fertility desires and child mortality experience among Guatemalan women. *Studies in Family Planning*, vol. 10, n°4, pp. 12-136.
- Pitt, M., S. Khandker, S.-M. McKernan *et al.* 1999. Credit programs for the poor and reproductive behavior in low-income countries: are the reported causal relationships the result of heterogeneity bias ? *Demography*, vol. 36, n°1, pp. 1-21.
- Poirier, J. et V. Piché. 1999. Trente ans de recherches explicatives en démographie. In : D. Tabutin, C. Gourbin, G. Masuy-Stroobant, *et al.* (éd.), *Chaire Quetelet 1997 : Théories, paradigmes et courants explicatifs*. Louvain-la-Neuve : Academia / LHarmattan, pp. 41-64.
- Population Reference Bureau. 1994. *Morocco: VDMS ("Systematic Household Motivational Visits")*. Washington D.C. : Population Reference Bureau.

- Potter, J. 1983. Effects of societal and community institutions on fertility. In : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 2, New York : Academic Press, pp. 627-665.
- Powers, D. et Y. Xie. 2000. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis* : Academic Press.
- Reardon, S., R. Brennan et S. Buka. 2001. Estimating multi-level discrete-time hazard models using cross-sectional data: neighborhood effects on the onset of adolescent cigarette use, *Working Paper*, n°01-07, University Park : Population Research Institute, Pennsylvania State University.
- Reed, H., R. Briere et J. Casterline. 1999. *The Role of Diffusion Processes in Fertility Change in Developing Countries: Report of a Workshop*. Washington : National Academy Press.
- Retherford, R. 1983. Diffusion processes affecting fertility regulation. In : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 2, New York : Academic Press, pp. 295-339.
- Rivellini, G. 1997. *Studio dei fattori esplicativi della fecondità in un'ottica multilevel. Modelli e metodi di verifica empirica*. Dottorato di Ricerca in Demografia, Padova : Università Degli Studi di Padova.
- Rizk, I., S. Stokes et M. Nelson. 1982. The influence of individual and community-level child mortality on fertility in Egypt. *Studies in Comparative International Development*, vol. 17, pp. 74-86.
- Rodriguez, G. 1996. The spacing and limiting components of the fertility transition in Latin America. In : J. Guzman, S. Singh, G. Rodriguez, et al. (éd.), *The Fertility Transition in Latin America*, Oxford : Clarendon Press, pp. 27-47.
- Rodriguez, G. 2000. *Generalized Linear Models. Lecture Notes*. Princeton : Princeton University.
- Rodriguez, G. et R. Aravena. 1991. Socio-economic factors and the transition to low fertility in less developed countries: a comparative analysis. In : DHS (éd.), *DHS World Conference*, vol. 1, Columbia : 1991, pp. 39-72.
- Rodriguez, G. et J. Cleland. 1988. Modelling marital fertility by age and duration: an empirical appraisal of the Page model. *Population Studies*, vol. 42, n°2, pp. 241-257.
- Rodriguez, G. et N. Goldman. 1995. An assessment of estimation procedures for multilevel models with binary responses. *Journal of the Royal Statistical Society, A*, vol. 158, pp. 73-89.
- Rosenzweig, M. et K. Wolpin. 1986. Evaluating the effects of optimally distributed public programs: child health and family planning interventions. *American Economic Review*, vol. 76, n°3, pp. 470-482.

- Rosenzweig, M. et K. Wolpin. 1988. Migration selectivity and the effects of public programs. *Journal of Public Economics*, vol. 37, n°3, pp. 265-289.
- Rosero-Bixby, L. 1998. Child mortality and the fertility transition: aggregated and multilevel evidence from Costa Rica. In : M. Montgomery et B. Cohen (éd.), *From Death to Birth. Mortality Decline and Reproductive Change*, Washington D.C. : National Academy Press, pp. 384-411.
- Rosero-Bixby, L. et J. Casterline. 1993. Modelling diffusion effects in fertility transition. *Population Studies*, vol. 47, n°1, pp. 147-167.
- Ross, J. et C. Lloyd. 1992. Methods for measuring the fertility impact of family planning programmes. The experience of the last decade. In : J. Phillips et J. Ross (éd.), *Family Planning Programmes and Fertility*, Oxford : Clarendon Press, pp. 28-55.
- Ruthven, M. 1997. *Islam. A Very Short Introduction*. Oxford : Oxford University Press.
- Ryder, N. 1985. The cohort as a concept in the study of social change. In : W. Mason et S. Fienberg (éd.), *Cohort Analysis in Social Research. Beyond the Identification Problem*, New York : Springer-Verlag, pp. 9-44.
- Saha, T. 1994. Community resources and reproductive behaviour in Rural Bangladesh. *Asia-Pacific Population Journal*, vol. 9, n°1, pp. 3-18.
- Sastry, N. 1997. Family-level clustering of childhood mortality risk in Northeast Brazil. *Population Studies*, vol. 51, n°3, pp. 245-261.
- Schoumaker, B. 1999a. Analyse multi-niveaux et explication de la fécondité dans les pays du Sud. In : D. Tabutin, C. Gourbin, G. Masuy-Stroobant, et al. (éd.), *Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie*, Louvain-la-Neuve : Academia / L'Harmattan, pp. 331-357.
- Schoumaker, B. 1999b. Indicateurs de niveau de vie et relation entre pauvreté et fécondité. L'exemple de l'Afrique du Sud. *Population*, vol. 54, n°6, pp. 963-992.
- Schoumaker, B. 2001. Déterminants de la fécondité et contexte local au Maroc rural. Une application des modèles multi-niveaux. In : F. Gendreau (éd.), *Les transitions démographiques dans les pays du Sud*, Paris : Estem, pp. 129-143.
- Schoumaker, B. et D. Tabutin. 1999a. Analyse multi-niveaux des déterminants de la fécondité: problématique, modèles et applications au Maroc rural. In : UEPA (éd.), *Troisième Conférence Africaine de Population*. Durban : UEPA, pp. 299-331.
- Schoumaker, B. et D. Tabutin. 1999b. Relations entre pauvreté et fécondité dans les pays du Sud, *Document de travail*, n°2, Louvain-la-Neuve : Département des sciences de la population et du développement.

- Schultz, P. 1976. Determinants of fertility: a micro-economic model of choice. In : A. Coale (éd.), *Economic Factors in Population Growth*, London : Macmillan, pp. 89-124.
- Schultz, T. 1969. An economic model of family planning and fertility. *Journal of Political Economy*, vol. 77, n°2, pp. 153-180.
- Schultz, T. 1992. Assessing family planning cost-effectiveness: applicability of individual demand-programme supply framework. In : J. Phillips et J. Ross (éd.), *Family Planning Programmes and Fertility*, Oxford : Clarendon Press, pp. 78-105.
- Secrétariat d'Etat au Plan et au Développement Régional. 1976. *Recensement général de la population et de l'habitat, 1971. Résultats par communes*. Rabat : Secrétariat d'Etat au Plan et au Développement Régional.
- Seddon, D. 1976. Aspects of kinship and family structure among the Ulad Stut of Zaïo rural commune, Nador Province, Morocco. In : J. Peristiany (éd.), *Mediterranean Family Structure*, Cambridge : Cambridge University Press, pp. 173-195.
- Sedjari, A. 1981. *Les structures administratives territoriales et le développement local au Maroc*. Rabat : Editions de la Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales de l'Université de Rabat.
- Short, S. et Z. Feng. 2001. Second births under China's one-child policy. *Population Association of America Annual Meeting*. Washington D.C.
- Simmons, G. 1985. Research on the determinants of fertility. In : G. Farooq et G. Simmons (éd.), *Fertility in Developing Countries: an Economic Perspective on Research and Policy Issues*, New York : St. Martin's Press, pp. 67-108.
- Singer, J. et J. Willett. 1991. Modeling the days of our lives: using survival analysis when designing and analyzing longitudinal studies of duration and the timing of events. *Psychological Bulletin*, vol. 110, n°2, pp. 268-290.
- Singer, J. et J. Willett. 1993. It's about time: using discrete-time survival analysis to study duration and the timing of events. *Journal of Educational Statistics*, vol. 18, n°2, pp. 155-195.
- Smith, H. 1989. Integrating theory and research on the institutional determinants of fertility. *Demography*, vol. 26, n°2, pp. 171-184.
- Smith, P. 1983. The impact of age at marriage and proportions marrying on fertility. In : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 2, New York : Academic Press, pp. 473-531.
- Snijders, T. et R. Bosker. 1994. Modeled variance in two-level models. *Sociological Methods and Research*, vol. 22, n°3, pp. 342-363.
- Snijders, T. et R. Bosker. 1999. *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London : Sage.

- Steele, F. 1996. *Multilevel Analysis of Health and Family Planning Data*. PhD Thesis, Southampton : Department of Social Statistics, University of Southampton.
- Steele, F., S. Curtis et M. Choe. 1999. The impact of family planning service provision on contraceptive-use dynamics in Morocco. *Studies in Family Planning*, vol. 30, n°1, pp. 28-42.
- Tabutin, D. 1993. Evolution comparée de la mortalité en Afrique du Nord. *Social Science and Medicine*, vol. 36, n°10, pp. 1257-1265.
- Tabutin, D. 2000. Vers une théorie planétaire de la fécondité ? In : AIDELF (éd.), *Régimes démographiques et territoires : les frontières en question*, Paris : PUF, pp. 615-628.
- Tambashe, O. et D. Shapiro. 1996. Family background and early life course transitions in Kinshasa. *Journal of Marriage and the Family*, vol. 58, pp. 1029-1037.
- Thomas, D. et J. Maluccio. 1994. Contraceptive choice, fertility, and public policy in Zimbabwe, *LSMS Working Paper*, n°109, Washington D.C. : The World Bank.
- Tienda, M. 1984. Community characteristics, women's education and fertility in Peru. *Studies in Family Planning*, vol. 15, n°4, pp. 162-169.
- Tienda, M., V. Gonzalez Diaz et S. Smith. 1985. Community education and differential fertility in Peru. *Canadian Studies in Population*, vol. 12, n°2, pp. 137-158.
- Timur, S. 1977. Demographic correlates of woman's education: fertility, age at marriage and the family. In : UIESP (éd.), *Congrès International de la Population, Mexico*, vol. 3, Liège : UIESP, pp. 463-495.
- Trussell, J. et D. Bloom. 1983. Estimating the covariates of age at marriage and first birth. *Population Studies*, vol. 37, pp. 403-416.
- Trussell, J. et G. Rodriguez. 1990. Heterogeneity in demographic research. In : J. Adams, D. Lam, A. Hermalin, et al. (éd.), *Convergent Issues in Genetics and Demography*, New York : Oxford University Press, pp. 111-132.
- Tsui, A. 1985. Community effects on contraceptive use. In : J. Casterline (éd.), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg : International Statistical Institute, pp. 77-100.
- Tsui, A., A. Hermalin, J. Bertrand et al. 1993. Evaluating family planning program impact: needed initiatives on a persisting question. *Demography India*, vol. 22, n°2, pp. 133-154.
- Tsui, A., D. Hogan, J. Teachman et al. 1981. Community availability of contraceptives and family limitation. *Demography*, vol. 18, n°4, pp. 615-625.
- Tsui, A. et L. Ochoa. 1992. Service proximity as a determinant of contraceptive behaviour: evidence from cross-national studies of survey data. In : J. Phillips et J. Ross (éd.), *Family Planning Programmes and Fertility*, Oxford : Clarendon Press, pp. 222-256.



- Turchi, B. 1984. Rural development policy and fertility: a framework for analysis at the household level. In : W. Schutjer et S. Stokes (éd.), *Rural Development and Human Fertility*, New York : Macmillan, pp. 97-120.
- United Nations. 1988. *First Marriage: Patterns and Determinants*. New York : United Nations.
- Van de Kaa, D. 1996. Anchored narratives: the story and findings of half a century of research into the determinants of fertility. *Population Studies*, vol. 50, n°3, pp. 389-432.
- Van den Eeden, P. et H. Hüttner. 1982. Multi-level Research. *Current Sociology*, vol. 30, n°3, pp. 1-178.
- Vermunt, J. 1997. *Log-linear Models for Event Histories*. London : Sage.
- Vimard, P., A. Guillaume et A. Quesnel. 1994. Singular fertility patterns in rural Africa: socio-economic differentiations and transformation of fertility models in West Africa. In : T. Locoh et V. Hertrich (éd.), *The Onset of Fertility Transition in Sub-Saharan Africa*, Liège : Derouaux Ordina, pp. 193-220.
- Vinovskis, M. 1984. Historical perspectives on rural development and human fertility in nineteenth-century America. In : W. Schutjer et S. Stokes (éd.), *Rural Development and Human Fertility*, New York : Macmillan, pp. 77-96.
- Watkins, S. 1990. From local to national communities: the transformation of demographic regimes in Western Europe, 1870-1960. *Population and Development Review*, vol. 16, n°2, pp. 241-272.
- Westoff, C. et A. Bankole. 1997. Mass media and reproductive behavior in Africa, *Demographic and Health Surveys Analytical Reports*, n°2, Calverton : Macro International.
- Wong, R. et K. Agarwal. 1993. The common determinants of utilization of child-survival and fertility-control interventions. In : IUSSP (éd.), *International Population Conference, Montreal*, vol. 1, Liège : IUSSP, pp. 81-93.
- Wood, C. 1988. *The Demography of Inequality in Brazil*. Cambridge : Cambridge university press.
- Wunsch, G. 1995. "God has chosen to give the easy problems to the physicists" or why demographers need theory, *Working Paper*, n°179, Louvain-la-Neuve : Institut de démographie.
- Wunsch, G. et E. Thiltgès. 1993. Une confusion standardisée : variables confondantes et standardisation, *Working Paper*, n°171, Louvain-la-Neuve : Institut de démographie.